

## 地方政府环境规制与经济高质量增长

贾俊雪

中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心

罗理恒

上海社会科学院生态与可持续发展研究所

顾嘉

泰康人寿保险有限责任公司

**摘要：**困扰中国环境治理的难题在于地方政府的认知与发展理念存在偏差，普遍将环境保护与经济增长割裂对立起来，致使地方环境治理成效不彰。本文以国家环保重点城市政策为契机，从要素配置视角建构一个相对统一的分析框架，剖析了地方政府环境规制对全要素生产率（TFP）增长进而经济高质量增长的影响、机理及其蕴含的理论内涵。研究表明：地方政府环境规制在总体有利于遏制环境污染的同时，对经济高质量增长倾向具有弱“U”型（近乎“L”型）影响；体现在环保重点城市政策对地级市 TFP 增长具有显著的抑制作用，但随着规制力度增加，不利影响明显减弱、趋于消失。基于工业企业数据的分析得到类似结果，提供了良好的微观证据支持，表明地方环境治理与经济高质量增长可较好实现“鱼与熊掌”兼得。要素配置机制在其中发挥了重要作用——地方政府环境规制会影响企业的自融资机制，进而对要素配置效率具有弱“U”型影响。这对于全面贯彻落实新发展理念、完善地方环境治理以推进人与自然和谐共生的中国式现代化具有良好启示。

**关键词：**地方政府环境规制；国家环保重点城市政策；要素配置；全要素生产率增长；经济高质量增长

中图分类号：X321 文献标识码：A 文章编号：1006-480X（2022）

## 一、引言

改革开放以来,中国经济实现了长达 40 年的高速增长,取得骄人成就。然而,过多依赖物质资源消耗、规模粗放扩张的发展模式也造成十分突出的环境污染问题,严重影响到人民群众的生命健康与经济社会的可持续高质量发展(习近平,2018)。长期以来,中央一直高度重视环境保护,颁布了一系列环保法律法规,形成了较为完备的环保政策体系;尤其进入新时代,更是将环境保护提升到前所未有的高度——党的十八大将生态文明建设纳入中国特色社会主义建设“五位一体”的总体布局,十九大将污染防治作为决胜全面建成小康社会的三大攻坚战之一,二十大进一步明确指出中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化,要协同推进降碳、减污、扩绿、增长。然而,作为中国环境治理政策的主要实施主体,地方政府长期存在着重增长、轻环保的职能扭曲,未能有效贯彻落实中央环保政策,极大制约着中国环境治理的成效和治理目标的顺利实现(李永友和沈坤荣,2008;沈坤荣和金刚,2018;范子英和赵仁杰,2019;余泳泽等,2020;赵阳等,2021;张琦和邹梦琪,2022)。这不仅与相关体制机制不足密切相关,更为关键的是地方政府的认知与发展理念偏差——普遍将环境保护与经济增长割裂对立起来,忽略了二者之间辩证统一的关系。因此,如何矫正地方政府的认知与发展理念偏差,促使其深刻认识到“绿水青山就是金山银山”,以有效激发地方政府的主体积极性和能动性,全面贯彻落实新发展理念,实现环境保护与经济高质量增长的协同共进,成为中国政府和学术界亟待解决的一个重大问题。

环境治理是一项具有很强正外部性的公共服务,这决定了政府必须在其中发挥主导作用。由于具备信息与管理等优势,地方政府往往构成环境治理政策的主要实施主体;而基于中国改革开放以来的长期实践,深入厘清地方环境治理对经济高质量增长(核心在于全要素生产率即 TFP 增长)<sup>1</sup>的影响、逻辑机理及其蕴含的理论内涵对于矫正地方政府的认知与发展理念偏差至关重要。目前,中国环境治理主要采取的是行政管控型规制政策(Wang et al., 2015; 陶锋等, 2021)<sup>2</sup>。就理论层面而言,这类规制政策会减少企业的环境要素投入,增加

<sup>1</sup> 关于经济高质量增长的内涵,学术界还存在不同看法。就狭义角度而言,已有研究普遍比较认同,经济高质量增长的核心在于 TFP 增长(刘志彪和凌永辉,2020);而从广义角度来看,高质量增长涉及的内容广泛,既包括 TFP 增长,还包括现代化诸方面的均衡发展(经济建设、政治建设、文化建设、社会建设、生态文明建设协调推进)、更加公平的成果分享和绿色可持续发展等(张军扩等,2019)。不过,后者用高质量发展的概念加以概括可能更合适、更准确。为了使研究更加聚焦,本文采用了经济高质量增长的狭义内涵,将研究重点放在环境规制对 TFP 增长的影响上。十分感谢评审专家提出的宝贵意见。

<sup>2</sup> 环境规制包括行政管控型和市场激励型(污染税费、减排补贴和排污权交易等)两类。中国市场激励型规制政策总体较弱:减排补贴和排污费规模较小(1995—2015 年排污费与 GDP 的比值平均为 0.05%,2018 年开征环境保护税),排污权交易制度尚未完全建立。关于市场激励型环境规制政策的影响分析,请参阅 Blackman et al. (2018)、齐绍洲等(2018)、任胜钢等(2019)、陈诗一等(2021)以及牛欢和严成樑(2021)等。

企业规制遵从成本，从而可能对经济高质量增长产生不利影响；但可改善环境质量，遏制环境污染对企业生产乃至整体经济的负外部性影响，故也可能会促进经济高质量增长（Bovenberg and Smulders, 1995；陈诗一和陈登科，2018）。更为重要的是：（行政管控型）规制政策亦可能会倒逼企业实施（绿色）技术创新，这一创新补偿效应有助于促进 TFP 增长进而经济高质量增长（Porter and Linde, 1995）；也可能会影响企业间要素配置（即物质资本和劳动等生产要素在企业之间的配置；企业间要素配置越合理、效率越高，TFP 增长越快），对 TFP 增长进而经济高质量增长产生重要影响（Tombe and Winter, 2015；Li and Sun, 2015；Andersen, 2018）。

就实证层面而言，学术界对中国（行政管控型）环境规制政策的影响进行了较广泛深入的研究，但关于环境规制 TFP 增长效应的分析还主要集中于创新补偿效应的探讨（Cai et al., 2016；Kesidou and Wu, 2020；Zheng et al., 2023；张成等，2011；李树和陈刚，2013；王班班和齐绍洲，2016；董直庆和王辉，2019；郭进，2019；徐佳和崔静波，2020；邓玉萍等，2021；陶锋等，2021；戴魁早和骆著函，2022）。相比而言，环境规制的创新补偿效应依赖于良好的制度环境（如产权保护制度等），故在中国这样一个制度条件较薄弱的发展中国家可能倾向于较弱；而环境规制的要素配置效应则更为直接，影响也更为广泛（对于中国这样一个存在较严重要素配置扭曲的转型经济而言可能会尤为突出），故而近年来越来越受到学术界的关注，但已有实证研究就此并未形成一致结论（韩超等，2017，2021；徐彦坤和祁毓，2017；韩超和桑瑞聪，2018；李蕾蕾和盛丹，2018；王勇等，2019；何凌云和祁晓凤，2022）。例如，韩超等（2017）较早地利用中国工业企业数据考察了环境规制对企业间要素配置进而对 TFP 的影响，发现环境规制有利于改善要素配置效率、提升 TFP。李蕾蕾和盛丹（2018）基于工业企业数据的分析表明，环境规制通过抑制低生产率企业进入和促进低生产率企业退出，有利于改善要素配置效率。韩超等（2021）也利用工业企业数据发现，环境规制有利于改善要素配置效率，但关注的重点在于由此带来的减排效应。与上述研究不同，徐彦坤和祁毓（2017）利用工业企业数据发现，环境规制导致重污染行业的企业进入率下降、退出率上升，但没有明显改善要素配置效率。王勇等（2019）基于工业企业数据发现，环境规制有利于改善要素配置效率，但对行业加总 TFP 增长的影响很小。何凌云和祁晓凤（2022）利用工业企业数据则发现，环境规制对能源配置效率倾向具有“倒 U”型影响。不过，纵观已有文献，还鲜有研究在一个相对统一的分析框架内同时就地方政府环境规制对（企业间）要素配置进而对 TFP 增长和经济高质量增长的影响进行较深入的理论与实证分析，未能在经验证据与理论机理之间建立起良好的逻辑一致性。

本文首先紧密结合中国现实构建一个异质性企业模型，从（企业间）要素配置视角剖析了环境规制对 TFP 增长进而经济高质量增长的影响及其机理，提出核心理论论断；进而以中国 20 世纪 80 年代末以来推行的国家环保重点城市政策为拟自然实验，利用地级市（市辖区）和工业企业的数据，在一个相对统一的分析框架内识别出地方政府环境规制对 TFP 增长进而经济高质量增长的影响及其微观机理，对本文的核心理论论断进行实证检验。国家环保重点城市政策是中央为压实地方政府环境治理主体责任，激发地方政府主体能动性，促使其贯彻落实中央环保政策而推行的一项重要举措，实行了较严格的环境治理定量考核与监督制度，使得环保重点城市（相较于其他地级市）普遍实施了更加严格的环境规制；而且，这一政策跨越了改革开放以来较长时期的经济发展和环境治理实践（详见下文第三节介绍）。这为本文深入研究改革开放以来地方政府环境规制的影响，检验本文核心理论论断提供了一个良好契机。

与已有研究相比，本文的特色主要体现在如下三个方面。（1）本文紧密结合中国改革开放以来的长期实践，从（企业间）要素配置视角构建了一个相对统一的分析框架，就地方政府环境规制→企业自融资机制（即企业利润增加进而企业家财富积累）→企业间要素配置→TFP 增长和经济高质量增长这一核心影响机理进行了较深入的理论与实证分析。近年来，（企业间）要素配置在决定一国 TFP 增长进而经济高质量增长中的重要作用备受关注，这对于新时代中国供给侧结构性改革和经济高质量增长而言尤为关键（Hsieh and Klenow, 2009; Song et al., 2011; 盖庆恩等, 2015; 贾俊雪, 2017; 尹恒和张子尧, 2021）。本文的分析框架较好地捕捉了中国经济增长和地方环境治理的长期实践特点，有助于厘清地方政府环境规制对 TFP 增长进而经济高质量增长的影响、机理及其蕴含的理论内涵，对于（尤其基于中国实践的）地方环境治理理论的完善具有良好意义；也有利于较好地回答地方环境治理与经济高质量增长能否“鱼与熊掌”兼得这一重要问题，为有效矫正地方政府的认知与发展理念偏差提供较好的理论依据和经验支撑，亦可为深化供给侧结构性改革尤其地方环境治理体系改革以推进人与自然和谐共生的中国式现代化提供一些有益思路。

（2）就理论分析而言，Tombe and Winter（2015）、Li and Sun（2015）和 Andersen（2018）利用异质性企业模型就环境规制对要素配置进而 TFP 增长的影响及其机理进行了较深入的研究，但这些研究或是忽略了企业物质资本投资进而环境规制对物质资本配置的影响，或是忽略了企业借贷约束及其影响，而且均忽略了环境的公共池资源特性及其引发的过度攫取。本文的异质性企业模型则全面考虑了上述这些（对于中国地方环境治理和经济高质量增长尤为重要的）因素，并进行了较丰富的拓展分析（考虑了不同类型行政管控型环境规制政策、

内生企业退出机制、环境质量效用偏好和市场激励型环境规制政策的影响），因而极大增强了理论分析的现实性，也有利于更好地揭示（行政管控型）环境规制对（企业间）要素配置进而对 TFP 增长的影响及其机理。特别地，本文的理论分析表明，随着规制力度增强，环境规制对要素配置进而对 TFP 增长倾向于具有弱“U 型”（近乎“L”型）影响。这可为已有实证研究得到的不同结论提供一个可行的理论解释：之所以已有实证研究发现环境规制对要素配置进而对 TFP 增长具有不同影响，一个可能的原因在于规制力度差异所致。

（3）就实证分析而言，与已有研究主要基于微观企业数据不同，本文期望能够提供宏观表现与微观机理较为统一的经验证据，以对本文的核心理论论断进行良好检验：首先利用改革开放以来近 30 年的地级市数据从宏观视角考察了地方政府环境规制的经济高质量增长（包括 TFP 增长、GDP 增长和污染排放）效应以及规制力度对其的影响；然后利用工业企业数据从微观视角考察了环境规制对企业 TFP 增长和地级市-行业（企业间）要素配置效率（分别考虑以资本份额和劳动份额为权重）的影响，以及较丰富的异质性效应（规制力度、借贷约束、所有制、高污染行业和官员晋升激励等的影响）。为了解决国家环保重点城市政策存在的内生性选择问题——导致标准的（一步）双重差分法的识别条件即平行趋势条件不满足（实证检验证实了这一点），本文借鉴 Greenstone and Hanna（2014）的做法采用了两步双重差分策略，识别出环境规制对 TFP 增长进而经济高质量增长的因果性影响，并进行了一系列较细致的有效性和稳健性检验。实证分析验证了本文的核心理论论断，也表明中国地方政府环境规制力度总体尚处于“U 型”曲线的左端，今后应持续加大地方环境治理力度，有效跨越拐点，更好地实现环境保护与经济高质量增长的协同共进。

本文余下部分的安排如下。第二部分构建一个异质性企业模型，剖析环境规制对 TFP 增长进而经济高质量增长的影响及其机理，提出核心理论论断；第三部分介绍国家环保重点城市政策，给出本文的计量策略和数据来源；第四部分汇报了环保重点城市政策对地级市经济高质量增长影响的实证结果和稳健性检验结果；第五部分检验了微观作用机理；最后为本文的结论和政策建议部分。

## 二、理论框架与核心论断

基于中国经济发展与地方环境治理实践，本节从（企业间）要素配置视角构建一个异质性企业模型，剖析（行政管控型）环境规制对 TFP 增长进而经济高质量增长的影响及其机

理，提出核心理论断<sup>3</sup>。

### 1. 模型架构

模型涉及的主体包括政府、工人和企业家。政府负责制定实施（行政管控型）环境规制政策，工人不存在差异， $t$  期总量为  $N_t$ 。企业家（进而企业）是异质的，体现在其资产  $a_{it}$ （ $i$  指代个体）和生产率  $z_{it}$ （创新能力等）不同。 $a_{it}$  取决于企业家的财富积累进而取决于其企业经营和储蓄行为， $z_{it}$  服从如下随机过程： $dz_{it} = \mu(z_{it})dt + \sigma(z_{it})dW_t$ ， $\mu(z_{it})$ 、 $\sigma(z_{it})$  和  $W_t$  分别为漂移项、扩散项和布朗运动， $a_{it}$  和  $z_{it}$  的联合、边际分布函数分别为  $G(a, z)$  和  $g(a, z)$ 。企业家偏好表示为：

$$E_0 \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(c_{it}) dt, \quad u(c_{it}) = c_{it}^{1-\eta} / (1-\eta), \quad \eta, \rho > 0 \quad (1)$$

其中， $E_0$  为零期期望算子， $\rho$  为贴现率， $1/\eta$  为消费跨时替代弹性， $c_{it}$  为企业家消费。

每个企业家经营一个企业。目前，关于污染排放与企业产出的关系，已有文献主要采取两种建模方法：一种是将污染排放  $m_{it}$  作为一种要素投入（环境要素投入）纳入到企业生产函数中（Copeland and Taylor, 1994; Tombe and Winter, 2015）；另一种是采取标准的生产函数，将污染排放作为企业生产的一种副产品（Li and Sun, 2015; Shapiro and Walker, 2018）。这两种建模方法是等价的（Copeland and Taylor, 1994; Tombe and Winter, 2015），而第一种建模方法更为简洁。<sup>4</sup>因此，本文采取第一种建模方法，则有如下形式的企业生产函数：<sup>5</sup>

$$y_{it} = f(z_{it}, k_{it}, l_{it}, m_{it}) = [(z_{it} k_{it})^\alpha l_{it}^{1-\alpha}]^\nu m_{it}^{1-\nu} \left(\frac{M}{M_t}\right)^\gamma, \quad \alpha, \nu \in (0, 1), \gamma \geq 0 \quad (2)$$

其中， $y_{it}$  为企业产出， $k_{it}$  和  $l_{it}$  分别为企业的物质资本投入和劳动投入。 $M_t = \int m_{it} dG(a, z)$

<sup>3</sup> 本文理论模型的基本框架与 Moll（2014）较相似，但与他主要关注借贷约束对 TFP 的影响不同，本文的研究重点在于行政管控型环境规制的影响，并进行了如下三方面的拓展：①将污染排放作为一种要素投入纳入企业生产函数，引入环境质量对企业生产的负外部性；②考虑了（更具一般性的）行政管控型环境规制；③拓展分析考虑了内生企业退出机制、环境质量效用偏好和市场激励型环境规制政策等。这些拓展极大增强了本文理论模型的现实性，也有利于更好地揭示行政管控型环境规制对 TFP 增长的影响及其机理。

<sup>4</sup> 就第二种建模方法而言，可假设企业利用物质资本和劳动形成一揽子投入： $x = k^\alpha l^{1-\alpha} = x_y + x_e$ （为行文更简洁，在不影响理解的情况下，本文脚注中的公式略去下角标  $i$  和  $t$ ），其中  $x_y$  用于企业生产， $x_e$  用于企业减排；企业生产函数为： $y = (\frac{x-y}{\nu})^{1-\nu} z^\alpha x_y (\frac{M}{M})^\gamma$ ；污染排放为企业生产的副产品，是生产投入  $x_y$  的增函数、减排投入  $x_e$  的减函数： $m = (\frac{x-y}{\nu}) [x_y / (x_y + x_e)^\nu]^{(1-\nu)}$ 。由上述这些公式，可以给出企业生产函数（2）式，即这两种建模方法是等价的。第一种建模方法意味着，企业产出随着污染排放的增加而增加；第二种建模方法则意味着，污染排放随着企业产出增加而增加。因此，相比而言，第二种建模方法（即将污染排放作为副产品）更符合直观认识，第一种建模方法（即将污染排放作为要素投入）则可更好地认识其给企业带来的好处（增加产出，对资本和劳动具有替代性等）（Tombe and Winter, 2015）。十分感谢评审专家就此提出的宝贵意见。

<sup>5</sup> 这可涵盖企业生产中不同来源（如能源或资源使用产生）的污染排放（Copeland and Taylor, 1994）。

为整个经济的污染排放总量,  $\bar{M} > 0$  为可承受的最大污染排放量, 故  $\bar{M} / M_i$  刻画了环境质量 (越大意味环境质量越好),  $\gamma$  捕捉了其对企业生产的外部性影响 (环境质量越差, 越不利于企业生产)<sup>6</sup>。这一生产函数可较好地刻画环境污染的重要特性及其对企业产出的两种影响 (即带来的收益与成本): 污染排放增加会增加企业产出,  $1 - \nu$  刻画了影响力度, 决定了边际收益大小; 但也意味着环境质量恶化从而抑制企业产出增加,  $\gamma$  刻画了影响力度, 决定了边际成本大小——其具有外部性 (单个企业污染排放增加带来的成本将由所有企业承担), 故会产生道德风险, 激励企业过度污染, 这捕捉了环境的公共池资源特性及其引发的过度攫取。故需要政府进行环境规制, 来矫正市场失灵, 改善环境质量。

政府环境规制 (即企业面临的污染排放约束) 方程为<sup>7</sup>:

$$m_{it} \leq k_{it}^{\beta} / \theta_t, \beta \in [0,1], \theta_t > 0 \quad (3)$$

其中,  $\theta_t$  刻画了环境规制力度 (越大意味规制力度越大, 环境治理约束越强)。(3) 式表明, 企业污染排放取决于规制力度和企业的物质资本投入规模; 故所有企业面临的规制力度相同, 但它们的污染排放是特异性的——取决于企业物质资本投资规模, 进而与企业生产率有关。这会激励企业增加投资以便排放更多污染 (规制力度越大, 激励越强), 但不同生产率企业的投资行为反应可能有所不同 (见下文 (7) 式), 故会改变 (企业间) 要素配置<sup>8</sup>。实践中, 企业往往会尽其所能排放污染, 故 (3) 式通常为紧的 (等号成立), 带入 (2) 式有:

<sup>6</sup> 例如, 较差的环境质量会损害工人健康, 二氧化硫等酸性污染物会腐蚀机器设备等。更严谨的做法是:  $M < \bar{M}$  时, (2) 式成立;  $M = \bar{M}$  时,  $\gamma = 0$  (污染排放达到可承受的最大限度时, 将出现环境灾难、经济崩溃, 这在现实中较少发生, 故忽略了该情形)。亦可考虑环境对污染的吸收净化能力, 则有:  $y = [(zk)^{\alpha} l^{1-\alpha}]^{\nu} m^{1-\nu} [\frac{\bar{M}}{(1-\theta_t)M}]^{\gamma}$ ,  $\theta_t \in [0,1]$  捕捉了环境的吸收净化能力, 这不会改变理论分析的主要结论。

<sup>7</sup> 之所以采取 (3) 式这一环境规制方程设定, 一方面是为了能与下文的实证分析保持良好的逻辑一致性: 本文的实证分析是以国家环保重点城市试点作为拟自然实验, 识别出国家环保重点城市试点带来的环境规制政策的外生变化对经济高质量增长的因果性影响; 国家环保重点城市试点是一种考核制, 即利用一系列约束性环境指标 (21 项指标) 来对目标城市进行环境治理考核 (即城市环境综合整治定量考核, 详见下文); 环境规制方程 (3) 式是政府对企业污染排放施加限制约束, 下文的数值模拟分析考察了  $\theta$  变化 (即规制政策外生变化) 对经济高质量增长的因果性影响, 因此可以较好地捕捉刻画国家环保重点城市试点带来的环境规制政策的外生变化的因果性影响。另一方面, 这样做也是借鉴遵循了已有理论研究文献的普遍做法 (Copeland and Taylor, 1994; Li and Sun, 2015; Tombe and Winter, 2015; Shapiro and Walker, 2018)。这些研究通常采用的规制政策设定是对污染排放与资本 (或劳动, 或产出) 的比值施加限制。这对应于 (3) 式中  $\beta = 1$  的情形 (故为本文的一种特例), (3) 式则涵盖了更广泛的规制政策。 $\beta = 0$  时, (3) 式退化为对企业污染排放量进行限制。 $\beta \in (0,1)$  的情形则可作如下两种理解 (此时  $\partial m / \partial k$  为递减的): ① 环境承载力是有限的, 故随  $k$  进而  $m$  的增加, 生态环境约束趋紧 (可用的环境要素减少), 致使  $\partial m / \partial k$  递减; ② 规制政策可能促使企业加速削减投资的边际污染排放。基准分析关注  $\theta$  变化的影响, 稳健性检验考虑了  $\beta$  变化和不同规制政策 ( $m \leq l^{\beta} / \theta$  和  $m \leq y^{\beta} / \theta$ ,  $\beta \in [0,1]$ ), 主要结论不变。十分感谢评审专家提出的宝贵意见。

<sup>8</sup> Fullerton and Heutel (2010) 将此激励效应称为隐性补贴效应。由 (3) 式可知: 环境规制力度一定时, 企业可通过减少污染排放和 (或) 增加投资来达到规制要求, 故其蕴含的影响相当于对污染排放征收 (隐性) 税, 对投资给予 (隐性) 补贴。

$y_{it} = \theta_t^{\nu-1} z_{it}^{\alpha\nu} k_{it}^{\alpha\nu+\beta(1-\nu)} l_{it}^{(1-\alpha)\nu} (\frac{\bar{M}_t}{M_t})^\gamma$ 。由此可知：污染排放和环境规制的引入增加了物质资本产出弹性（由  $\alpha\nu$  增加到  $\alpha\nu+\beta(1-\nu)$ ），原因在于投资可直接增加企业产出，亦会通过增加污染排放进而增加企业产出；环境规制力度增大会减少企业污染排放，抑制企业产出增加，但也会改善环境质量，促进企业产出增加。

企业家的资产积累方程为：

$$da_{it} / dt = s_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = \Pi_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) + r_t^d a_{it} - c_{it} \quad (4)$$

其中， $s_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)$  为企业家储蓄， $\Pi_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = y_{it} - w_t l_{it} - (r_t^l + \delta_t) k_{it}$  为企业利润； $w_t$  为工资率， $\delta_t$  为物质资本折旧率。 $r_t^l$  和  $r_t^d$  分别为物质资本租金率（借贷利率）和资产利息率（储蓄利率），且有： $r_t^l = r_t^d / (1 - \xi)$ 。 $\xi \in [0, 1]$  为存贷利差参数，刻画了金融体系市场化程度：其越小，市场化程度越高，竞争性越强（ $\xi = 0$  为完全竞争的）。企业物质资本投资的资金来源源于借贷，但由于（借贷）合约有限执行问题，企业家面临着如下抵押借贷约束（Moll, 2014；贾俊雪，2017）：

$$k_{it} \leq \lambda a_{it}, \lambda \geq 1 \quad (5)$$

$\lambda$  从另一维度刻画了金融发展水平：其越大，金融体系越发达，企业家面临的借贷约束越小（ $\lambda = \infty$  即不存在任何约束，企业家的物质资本投资规模与其财富无关）。 $\lambda$  一定时，企业家的物质资本投资规模取决于自身财富大小—— $a_{it}$  越大，意味着企业家可选择的物质资本投资规模越大；特别是对于借贷受限的企业家而言，他们可通过自身财富积累（ $a_{it}$  增加）来缓解借贷约束从而可以选择更高的物质资本投资水平，这很好地捕捉了企业自融资机制在缓解借贷约束、减少要素错配中的重要作用<sup>9</sup>。这样，本文引入两类金融摩擦（存贷利差和借贷约束），较好捕捉了中国金融体系不完善的现实特点（利率尚未完全市场化，金融机构尤其国有商业银行还具有较大的垄断性，中小企业普遍面临较突出的借贷约束）。

## 2. 企业家优化问题

企业家在环境规制和借贷约束下追求企业利润最大化，求解该优化问题可得：

$$l_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = \psi_t [\theta_t^{\nu-1} z_{it}^{\alpha\nu} k_{it}^{\alpha\nu+\beta(1-\nu)}]^{1/[1-(1-\alpha)\nu]} \quad (6)$$

<sup>9</sup> Moll (2014) 深刻揭示了，企业家可通过自身财富积累（即自融资机制）来缓解借贷约束、减少要素错配和 TFP 损失的作用机制，并强调了这一机制中企业生产率持续变化的重要性：企业生产率变化的持续性越弱，则借贷约束导致的要素错配和 TFP 损失越多，自融资机制的作用也相应减弱。后文的数值模拟中，参数赋值较好地捕捉了中国企业因面临借贷约束而造成的要素配置扭曲和 TFP 损失。

$$k_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = \min(k_{it}^u, \lambda a_{it}) = \begin{cases} \pi_t \theta_t^{1/(\beta-1)} z_{it}^{\alpha\nu/[(1-\beta)(1-\nu)]}, & z_{it} < \underline{z}_{it} \\ \lambda a_{it}, & z_{it} \geq \underline{z}_{it} \end{cases} \quad (7)$$

其中,  $\pi_t = \left[ \left( \frac{\alpha\nu + \beta(1-\nu)}{r_t^l + \delta_t} \right)^{-(1-\alpha)\nu} \left( \frac{(1-\alpha)\nu}{w_t} \right)^{(1-\alpha)\nu} \left( \frac{\bar{M}}{M_t} \right)^\gamma \right]^{1/[(1-\beta)(1-\nu)]}$  和  $\psi_t = \left[ \left( \frac{(1-\alpha)\nu}{w_t} \right) \left( \frac{\bar{M}}{M_t} \right)^\gamma \right]^{1/[1-(1-\alpha)\nu]}$ 。进而, 可得企业产出为:  $y_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = \psi_t^{(1-\alpha)\nu} [\theta_t^{\nu-1} z_{it}^{\alpha\nu} k_{it}^{\alpha\nu + \beta(1-\nu)}]^{1/[1-(1-\alpha)\nu]} \left( \frac{\bar{M}}{M_t} \right)^\gamma$ 。企业的物质资本投资函数 (7) 式为分段函数: 具有较高生产率的企业将选择较高的投资水平 ( $k_{it} = k_{it}^u$  时, 有  $\partial k_{it} / \partial z_{it} = \alpha\nu k_{it} / [(1-\beta)(1-\nu)z_{it}] > 0$ ), 但因借贷约束而无法大于  $\lambda a_{it}$ 。特别地, 生产率高于阈值 ( $\underline{z}_{it} = (\lambda a_{it} / \pi_t)^{(1-\beta)(1-\nu)/\alpha\nu} \theta_t^{(1-\nu)/\alpha\nu}$ ) 的企业 (因其最优投资规模进而外部资金需求较大) 将面临紧的借贷约束 (即 (5) 式等号成立), 而无法选择最优投资水平, 从而导致 (企业间) 物质资本和劳动错配进而生产率损失——生产率阈值越小意味借贷受限企业越多, (企业间) 要素错配和生产率损失越大。环境规制不仅可直接影响生产率阈值, 亦会通过影响环境质量、资本租金率、工资率 (进而  $\pi_t$ ) 和企业家财富积累, 来间接影响生产率阈值, 从而影响 (企业间) 要素配置。

在 (4) — (7) 式的约束下, 企业家选择消费以最大化预期效用, 则有如下 Bellman 方程和一阶最优条件:

$$\begin{aligned} \rho V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = & \text{Max}_{c_{it}} [V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)] s_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) + \frac{\partial}{\partial z} [V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) \mu(z_{it})] \\ & + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial z^2} [V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) \sigma^2(z_{it})] + \frac{\partial}{\partial t} V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) \end{aligned} \quad (8)$$

$$c_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = [\partial V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) / \partial a]^{-1/\eta} \quad (9)$$

其中,  $V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)$  为值函数。(9) 式表明, 企业家最优消费取决于其资产影子价格 ( $\partial V_{it} / \partial a$ ) 和消费跨时替代弹性 ( $1/\eta$ )<sup>10</sup>。

### 3. 市场均衡与经济总量

经济均衡时, 满足如下资本市场和劳动市场出清条件:

<sup>10</sup> Bellman 方程 (8) 与通常形式略有不同: 贴现率  $\rho$  在 (8) 式左边, 故模拟时取值较小。本文也尝试利用 Hamilton 方程求解, 则有:  $c = \frac{\eta}{(\partial \Pi / \partial a + r^d - \rho)}$  和  $\frac{\partial \Pi}{\partial a} = \begin{cases} 0, z < \underline{z} \\ \lambda(r^l + \delta)[(z/\underline{z})^{\alpha\nu/[(1-\beta)(1-\nu)]} - 1], z \geq \underline{z} \end{cases}$ 。由此可更直观

地认识企业家消费行为: 生产率低于阈值 (即非借贷受限) 企业家的消费取决于实际贴现率和消费跨时替代弹性; 而生产率高于阈值 (即借贷受限) 企业家的消费除此之外还与其资产对利润的影响有关——因借贷约束, 企业家的投资规模取决于其资产规模, 这会激励其减少消费以积累更多财富来缓解借贷约束, 生产率越高的企业家的这一自融资动机越强。

$$K_t = \int k_{it} dG(a, z) = \int a_{it} dG(a, z); \quad L_t = \int l_{it} dG(a, z) = N_t \quad (10)$$

其中,  $K_t$  和  $L_t$  分别为整个经济的总资本和总劳动。进而, 可得整个经济的总量生产函数为:

$$Y_t = Z_t (K_t^\alpha L_t^{1-\alpha})^\nu \tilde{M}_t^{1-\nu} \left(\frac{\bar{M}}{M_t}\right)^\gamma; \quad Z_t = \Phi \left[ \int_0^\infty \int_0^\infty z_{it}^{\frac{\alpha\nu}{(1-\beta)(1-\nu)}} g(a, z) dz da \right]^{(1-\beta)(1-\nu)} \quad (11)$$

其中,  $Y_t = \int y_{it} dG(a, z)$  为总产出,  $\tilde{M}_t = K_t^\beta / \theta_t$ 。  $Z_t$  为整个经济的 TFP, 是非借贷受限 (生产率低于阈值故不受借贷约束) 企业的生产率均值 (确切讲为  $\alpha\nu / [(1-\beta)(1-\nu)]$  阶原点矩) 的一个倍数  $\Phi = \frac{[1-\lambda(1-\Theta)+\lambda\Omega]^{1-(1-\alpha)\nu}}{[1-\lambda(1-\Theta)]^{(1-\beta)(1-\nu)}}$ <sup>11</sup>。其中,  $\Theta = \frac{1}{K_t} \int_0^\infty \int_0^\infty a_{it} g(a, z) da dz$  为非借贷受限企业家的累积资产份额,  $\Omega = \frac{1}{K_t} \int_0^\infty \int_0^\infty (z_{it} / \underline{z}_{it})^{\alpha\nu / [1-(1-\alpha)\nu]} a_{it} g(a, z) dz da$  则可理解为因借贷约束限制了高生产率企业的投资而造成的累积资产损失份额, 刻画了 (企业间) 资本错配程度。既然环境规制会影响要素配置, 故会影响整个经济的 TFP。

总物质资本积累方程和要素价格为:

$$dK_t / dt = [1 - (1-\alpha)\nu] Y_t - (\xi r_t^l + \delta_t) K_t - C_t \quad (12)$$

$$w_t = (1-\alpha)\nu Z_t K_t^{\alpha\nu} L_t^{(1-\alpha)\nu-1} \tilde{M}_t^{1-\nu} \left(\frac{\bar{M}}{M_t}\right)^\gamma \quad (13)$$

$$r_t^l = [\alpha\nu + \beta(1-\nu)] \zeta_t Z_t K_t^{\alpha\nu-1} L_t^{(1-\alpha)\nu} \tilde{M}_t^{1-\nu} \left(\frac{\bar{M}}{M_t}\right)^\gamma - \delta_t \quad (14)$$

其中,  $C_t = \int c_{it} dG(a, z)$  为企业家总消费,  $\xi r_t^l K_t$  为存贷利差造成的物质资本损失。(13) 和

(14) 式表明: 工资率等于总劳动的边际产出, 但总资本租金率 (即物质资本使用成本  $r_t^l + \delta_t$ ) 并不等于总物质资本的边际产出——(14) 式右边第一项多出  $\beta(1-\nu)$  和  $\zeta_t = [1 - \lambda(1-\Theta) + \lambda\Omega]^{-1}$ 。

最后, 边际分布函数  $g(a, z)$  可由如下 Kolmogorov 向前方程给出:

$$\frac{\partial g(a, z)}{\partial t} = -\frac{\partial}{\partial a} [s_{it} g(a, z)] - \frac{\partial}{\partial z} [\mu(z_{it}) g(a, z)] + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial z^2} [\sigma^2(z_{it}) g(a, z)] \quad (15)$$

这样, 在环境规制政策给定和边际分布函数  $g(a, z)$  由 (15) 式给定的情况下, 经济均衡

<sup>11</sup> 若采用典型主体优化模型 (即企业不存在差异), 则总量生产函数为:  $Y = \sum y = z^{\alpha\nu} (K^\alpha L^{1-\alpha})^\nu \tilde{M}^{1-\nu} (\bar{M} / \tilde{M})^\gamma$ , 这类似于 Groth and Schou (2007) 的生产函数。(11) 式与之相比有两点不同: ① 典型主体优化模型可能存在加总偏差, 体现在  $\beta \neq 1$  时,  $\tilde{M} = \frac{1}{\theta} \int k dG(a, z)^\beta \neq M = \frac{1}{\theta} \int k^\beta dG(a, z)$ ; ② 典型主体优化模型的 TFP 为外生的, (11) 式的 TFP 则很大程度上是内生的, 取决于要素配置。TFP 也可表示为  $Z = \Psi \left[ \int_0^\infty \int_0^\infty (z / \underline{z})^{\frac{\alpha\nu}{1-(1-\alpha)\nu}} \underline{z}^{\frac{\alpha\nu}{(1-\beta)(1-\nu)}} g(a, z) dz da \right]^{(1-\beta)(1-\nu)}$ , 即为借贷受限企业生产率均值的一个倍数  $\Psi = [1 - \lambda(1-\Theta) + \lambda\Omega]^{1-(1-\alpha)\nu} / [\lambda\Omega]^{(1-\beta)(1-\nu)}$ 。

由满足 (9) — (14) 式的  $\{Y_t, Z_t, K_t, L_t, M_t, V_t, C_t, w_t, r_t^l\}$  刻画。

#### 4. 核心论断

本节首先进行模型参数的基准赋值, 然后就环境规制对 TFP 增长进而经济高质量增长的影响及其机理作模拟量化分析, 给出本文核心理论论断, 最后进行拓展与稳健性分析。

##### (1) 参数基准赋值

本文主要依据中国现实数据和相关文献对模型参数进行基准赋值(下文对核心参数取值作稳健性检验)。特别地, 这里将劳动力总量  $N$  和环境要素最大值  $\bar{M}$  正规化为 1, 将生产函数参数  $\alpha$ 、 $\nu$  和  $\gamma$  分别设为 0.53、0.84 和 0.014, 这符合中国现实数据和已有文献的取值范围<sup>12</sup>。借鉴已有研究的做法, 将折旧率  $\delta$  设为 0.06, 将消费跨时替代弹性 ( $1/\eta$ ) 设为 0.50, 将贴现率  $\rho$  和借贷约束参数  $\lambda$  分别设为 0.41 和 1.15 (Wang, 2013; 贾俊雪, 2017; 董直庆和王辉, 2019)。依据 1988—2019 年中国一年期储蓄和贷款利率, 将存贷利差参数  $\xi$  设为 0.424。为便于参数化, 将生产率  $z_{it}$  的随机过程具体化为:  $d \log z_{it} = -\varepsilon \log z_{it} dt + \sigma dW_t$ , 并将  $\varepsilon$  和  $\sigma$  分别设为 0.49 和 1.10<sup>13</sup>。最后, 对于环境规制参数  $\theta$  和  $\beta$ , 中国尚缺乏相关经验数据, 也缺少良好的文献依据, 故本文采取如下策略, 即通过它们的赋值使得物质资本租金率(即资本回报率)和储蓄率的模型预测值与现实数据相匹配。鉴于  $\beta$  对资本租金率的影响更直接(见 (14) 式), 故依据中国物质资本回报率将  $\beta$  设为 0.08; 依据总储蓄率将  $\theta$  设为 21 (然后考察其变化的影响), 这与陈素梅和何凌云 (2017) 的取值一致<sup>14</sup>。

##### (2) 高质量增长效应

图 1 给出环境规制 ( $\theta$  变化) 对经济高质量增长的影响——TFP 和总产出做了标准化处理, 即除以基准(参数取基准值时的) TFP 和总产出, 故反映的是 TFP 和总产出(相较于基

<sup>12</sup> 基于中国 1988—2014 年地级市市辖区数据的估算表明: 物质资本和劳动的产出弹性分别为 0.44 和 0.40 (详见下文)。据此, 由 (2) 式可得  $\alpha$  和  $\nu$ 。对于环境质量生产外部性参数  $\gamma$ , 中国尚缺乏相关经验数据, 而已有研究主要采用 0.03、0.005 和 0.007 (Schou, 2000; Groth and Schou, 2007; Bella and Mattana, 2019), 故以它们的均值为基准值(下文对其取值作稳健性检验)。

<sup>13</sup> 这等价于连续时间的 AR(1) 过程: 稳态分布服从均值为零、方差为  $\sigma^2/(2\varepsilon)$  的正态分布, 自相关系数为  $e^{-\varepsilon}$ 。故  $\varepsilon$  决定了企业生产率变化的持续性, 与  $\sigma$  共同决定了企业生产率的差异性。1998—2007 年, 中国规模以上工业企业对数 TFP 的 AR(1) 过程的自相关系数和残差标准差为 0.75 和 0.81 (数据说明和企业 TFP 估算见下文)。鉴于本文模拟样本期较长(企业生产率变化的持续性倾向于更弱, 差异性更大), 故采用较小的自相关系数 (0.61) 和较大的残差标准差 (1.11), 由此可得  $\varepsilon$  和  $\sigma$  (下文对它们的取值作稳健性检验)。

<sup>14</sup> Bai et al. (2006) 的研究表明: 1988—2005 年, 中国物质资本回报率平均为 22.5%, 但呈下降趋势(由 27.5% 减少到 21%), 故以较小值 (15%) 为赋值依据。1988—2019 年, 中国总储蓄率(总储蓄=GDP-居民消费-政府消费)为 43.10%。模型刻画的是企业家行为, 企业家储蓄率较高, 故以较大值 (52.70%) 为赋值依据。本文也尝试以 (12.40%, 61.30%) 和 (18%, 48.20%) 这两组资本回报率和总储蓄率为赋值依据, 主要结论不变。

准情形)的增长变化<sup>15</sup>。由此可知,环境规制对 TFP 增长倾向于具有弱“U 型”(近乎“L 型”)影响:  $\theta \leq 55$  时,  $\theta$  增加将导致 TFP 增长下降(这一负效应主要集中于  $\theta$  较小时); 而当  $\theta > 55$  时,  $\theta$  增加对 TFP 增长则具有正影响但力度较弱(见图 1(a))。环境规制对总产出增长则始终具有负影响,但随着  $\theta$  增加而持续减弱(见图 1(b))<sup>16</sup>。

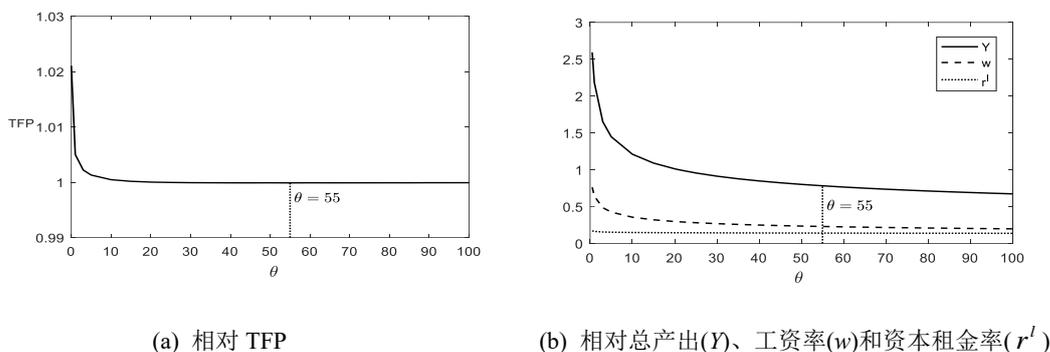


图 1 环境规制 ( $\theta$  变化) 对高质量增长和要素价格的影响

注: 相对 TFP 和总产出是除以基准 TFP 和总产出得到的, 故反映的是相较于基准情形的增长变化。

究其原因, 在于环境规制会影响企业家财富积累(即企业自融资机制)进而企业借贷约束, 从而影响(企业间)要素配置(前文分析表明, 借贷约束限制了高生产率企业的投资, 从而导致要素错配和 TFP 损失; 企业家财富积累即自融资机制可缓解借贷约束, 减少要素错配和 TFP 损失)。特别地, 环境规制会遏制企业污染排放, 抑制企业产出增加进而企业家的财富积累, 加剧企业借贷约束; 但亦会改善环境质量, 有利于企业产出进而企业家财富增加(见(2)和(4)式), 缓解企业借贷约束。前一种效应更为突出, 故环境规制对总产出增长始终具有负影响(但力度持续减弱)<sup>17</sup>。这导致工资率和资本租金率下降(见图 1(b)),

<sup>15</sup> 本文利用 Achdou et al. (2022) 提出的连续时间随机异质性主体模型的隐性—迎风算法 (implicit-upwind scheme) 进行模型数值求解。

<sup>16</sup> 与这一结论构成紧密关联的是环境库兹涅茨曲线 (Environmental Kuznets Curve) ——环境污染与经济增长之间的关系呈“倒 U 型”: 在经济发展初期, 由于经济规模扩张、要素需求扩大而导致环境污染增加; 随着经济发展到一定阶段, 由于产业结构调整、管理创新、技术进步等因素促使环境污染减少、进而改善环境质量, 导致环境库兹涅茨曲线出现拐点的决定因素是人均收入水平变化 (Grossman and Krueger, 1995)。目前, 学术界关于环境库兹涅茨曲线的经验研究尚未达成一致结论 (Ozucku and Ozdemir, 2017; Halliru et al., 2020), 但证实了环境污染与经济增长之间的内在联系, 这也为本文理论模型将污染排放及污染负外部性纳入企业生产函数提供了依据。与此不同的是: 本文考察外生环境规制政策对经济高质量增长的影响, 模拟结果表明, 环境规制会通过影响企业间要素配置, 最终对 TFP 增长、总产出增长分别产生弱“U 型”和负影响, 导致 TFP 增长弱“U 型”曲线出现拐点的决定因素是企业间的要素配置效率变化(详见下文分析)。

<sup>17</sup> 由本文的企业生产函数(2)式可知, 环境规制对企业产出具有两种影响: 一是直接效应, 即环境规制通过限制企业污染排放, 从而对企业产出产生直接负影响, 其大小取决于参数  $1-\nu$  的大小; 二是间接效应, 即环境规制通过限制企业污染排放, 导致整个经济的污染排放总量下降, 环境质量改善, 从而对企业产出产生正外部效应, 其大小取决于参数  $\gamma$  的大小。相比而言, 外部效应通常较小(本文将  $1-\nu$  和  $\gamma$  分别设定为 0.16 和 0.014, 详见前文的参数基准赋值部分)。这意味着第一种效应更突出, 因此环境规制对总产出增长始终具有负影响; 而由于第一种影响较第二种影响的边际效应递减得更快(因为  $1-\nu > \gamma$ ), 因此环

有利于降低企业要素投入成本,促进企业家财富积累,从而缓解企业借贷约束、减少要素错配。在这些影响的共同作用下,环境规制对 TFP 增长总体上呈现出弱“U 型”效应。而就模拟结果来看,当前中国环境规制力度(即基准值  $\theta=21$ )与“U 型”曲线拐点(即  $\theta=55$ )还存在一定差距,要实现环境规制对要素配置效率的正影响,还需进一步加大环境规制力度。

为直观揭示上述机理,本文利用如下两个变量捕捉(企业间)要素错配程度,来考察环境规制对要素配置的影响:①非借贷受限企业与借贷受限企业的资本产出比的比值;②借贷受限企业家的累积资产损失份额。这两个变量越大,要素错配越严重。模拟结果显示:环境规制对它们均具有弱“倒 U 型”影响,且“倒 U 型”曲线顶点对应的  $\theta$  均为 55(限于篇幅,结果未报)。这很好契合了环境规制对 TFP 增长的影响,凸显出要素配置机制对于认识理解环境规制对 TFP 增长进而经济高质量增长影响的重要性。

### 综上所述,本文提出如下核心理论论断:

环境规制对 TFP 增长进而经济高质量增长倾向于具有弱“U”型(近乎“L”型)影响,(企业间)要素配置机制在其中发挥了重要作用——环境规制会影响企业家的财富积累即企业自融资机制,从而对要素配置效率亦具有弱“U”型影响。因此,就理论而言,地方环境治理与经济高质量增长并非割裂对立的,而是可以较好地实现“鱼与熊掌”兼得。

### (3) 拓展与稳健性分析

为确保核心理论论断的可靠性,本文进行了如下拓展与稳健性分析。①引入固定生产成本从而引入内生企业退出机制,以捕捉环境规制通过影响企业退出影响 TFP 增长的作用机理,主要结论不变(见图 2(a))。②引入污染税费和减排补贴,以捕捉市场激励型规制政策的影响,主要结论不变(见图 2(b)和(c))。③在效用函数(而非生产函数)中引入环境质量外部性,以捕捉环境质量偏好的影响,主要结论不变(见图 2(d))。④考虑两类不同的行政管控型环境规制政策:  $m_{it} \leq l_{it}^{\beta} / \theta_t$  (规制政策 I) 和  $m_{it} \leq y_{it}^{\beta} / \theta_t$  (规制政策 II),主要结论不变(见图 2(e)和(f))。⑤改变一些重要参数的取值,主要结论具有较好的稳健性(见附录图 A1)<sup>18</sup>。

环境规制对总产出增长的负影响随着环境规制力度的增加而逐渐减弱。

<sup>18</sup> 模型引入企业退出机制,则企业利润为  $\Pi = y - wl - (r' + \delta)k - \chi$ ,  $\chi$  为固定生产成本参数;当  $\Pi < 0$  时,企业退出。数值模拟将  $\chi$  设为 0.025,  $\beta$  和  $\lambda$  调整为 0.04 和 1.18,使得资本回报率和储蓄率的模型预测值与现实数据相匹配。引入市场激励型规制政策时,考虑两种情形:①引入污染税(税率为  $\tau$ ),则  $\Pi = y - wl - (r' + \delta)k - \tau m$ 。依据中国 1995—2015 年排污费数据,设  $\tau$  的基准值为 0.05%。②同时引入污染税和减排补贴(补贴率为  $\varphi$ ,假设补贴由污染税筹资以简化分析),则  $\Pi = (1 + \varphi)y - wl - (r' + \delta)k - \tau m$ 。鉴于中国地方政府通常会在加强规制的同时增加补贴(包括隐性补贴)以缓解对企业生产的不利冲击,故令  $\varphi = q\theta$  ( $q > 0$ )。1998—2007 年中国规模以上工业企业的补贴率(补贴与增加值的比值)为 2.50%,本

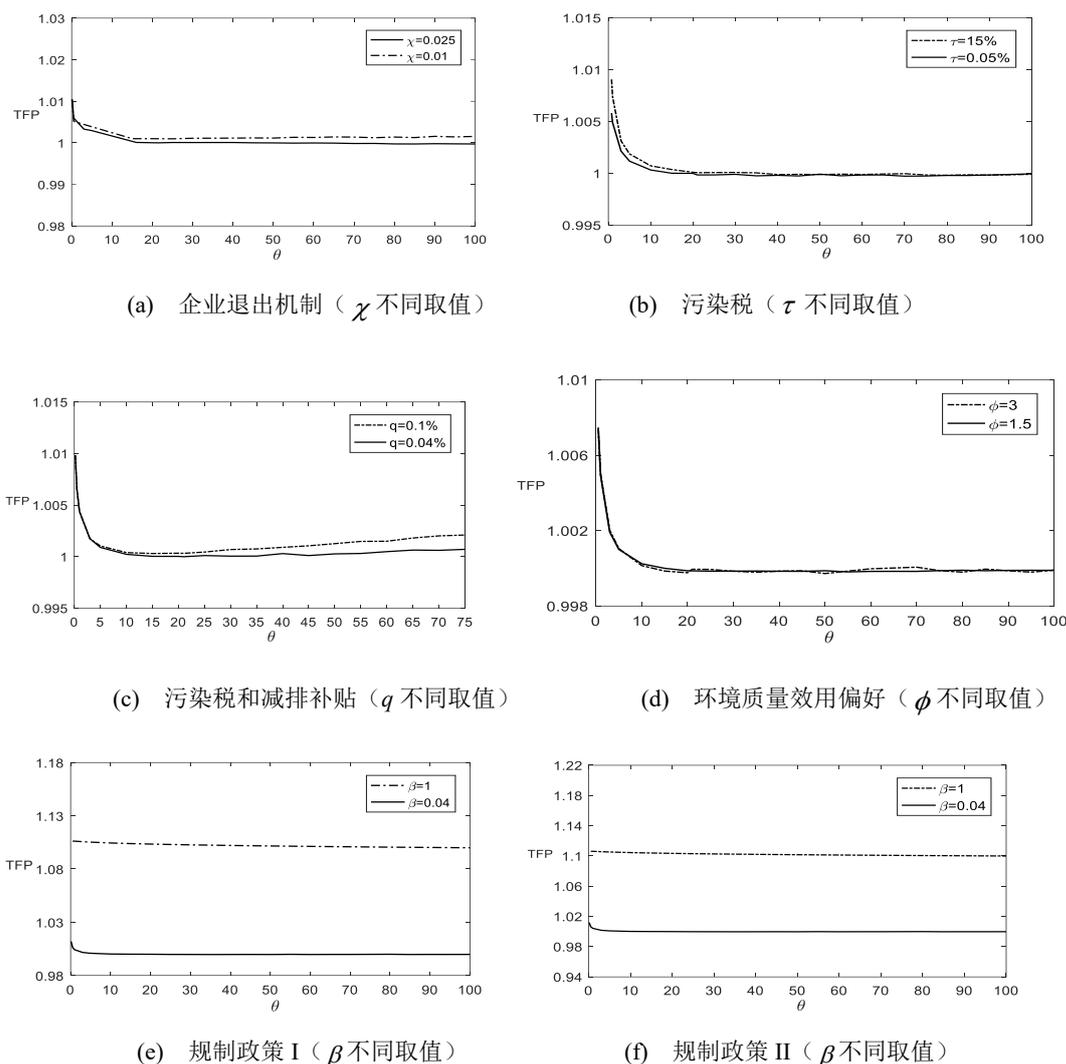


图2 模型拓展分析

注：图中 TFP 为相对 TFP（除以基准 TFP），故反映的是相较于基准情形的增长变化。

### 三、政策背景、计量策略与数据

#### 1. 国家环保重点城市政策

文只涉及减排补贴，故设  $\phi$  基准值为 0.84%，则  $q$  为 0.04%， $\beta$  设为 0.05，使得资本回报率和储蓄率的模型预测值与现实数据相匹配。由于  $q$  较大时， $\theta$  较大将导致  $\tau > 1$  而无法给出均衡结果，故限定  $\theta \leq 75$ 。考虑环境质量偏好影响时，将生产函数设为： $y = [(zk)^\alpha l^{1-\alpha}]^\nu m^{1-\nu}$ ，效用函数设为： $u = [c(\frac{M}{M})^\phi]^{1-\eta} / (1-\eta)$ ， $\phi$  越大意味对环境质量越关注。数值模拟将  $\phi$  的基准值设为 1.50 (Bovenberg and Smulders, 1995)， $\theta$  设为 15，使得资本回报率和储蓄率的模型预测值与现实数据相匹配。在考虑两类不同行政管控型规制政策时，数值模拟将  $\beta$  和  $\theta$  调整为 0.04 和 15 (规制政策 I) 以及 0.04 和 16 (规制政策 II)，使得资本回报率和储蓄率的模型预测值与现实数据相匹配。参数稳健性检验尝试改变了贴现率  $\rho$ 、污染产出弹性  $1-\nu$ 、环境质量生产外部性参数  $\gamma$ 、借贷约束参数  $\lambda$ 、存贷利差参数  $\xi$ 、规制参数  $\beta$ 、企业生产率分布参数  $\varepsilon$  和  $\sigma$  的取值。模拟结果显示，企业借贷约束在环境规制的影响机理中扮演了重要作用：企业借贷约束越严重（ $\lambda$  越小），（当规制力度较小时）环境规制对 TFP 增长的负影响倾向于越突出。下文实证分析对此进行了检验。

改革开放以来,伴随着工业化进程加快,中国环境污染问题日趋严重。这引起中央高度重视,陆续颁布了数十部环保法律法规,形成了较完备的环保政策体系。就政策内容来看,中国主要采取的是行政管控型规制政策;就实施管理而言,主要采取的是“以块为主”的属地管理模式<sup>19</sup>。不过,作为重要的治理主体,地方政府长期以来普遍存在重增长、轻环保的发展理念与激励结构偏差,未能有效贯彻落实中央环保政策,致使地方环境治理成效不彰。为压实地方政府主体责任,激发地方政府主体能动性,中央自 1989 年以来推行了国家环保重点城市政策。

确切来讲,1988 年 12 月,国务院环境保护委员会通过了《城市环境综合整治定量考核实施办法(暂行)》(以下简称《实施办法》),规定自 1989 年起将所有的直辖市和省会城市(拉萨市除外)以及大连和苏州等 32 个城市列为国家环保重点城市,由中央直接负责对这些城市进行环境综合整治定量考核(以下简称“城考”)。1992 年,进一步将青岛、宁波、厦门、深圳和重庆 5 个计划单列市纳为环保重点城市。此后,环保重点城市不断拓展:1996 年增加为 46 个,2003 年为 47 个,2004 年增至 113 个并保持至今(见表 1)。对于这些新增的环保重点城市,中央没有公布明确的选择标准,但选取的主要是那些人口规模较大和污染较严重的城市(魏正明,1999),故可能存在内生性选择问题(实证分析对此进行了仔细处理)。

---

<sup>19</sup> 最主要的环保法律包括:《中华人民共和国环境保护法》、《中华人民共和国水污染防治法》、《中华人民共和国大气污染防治法》和《中华人民共和国固体废物污染环境防治法》等。环保职能部门包括生态环境部(国家环保总局于 2008 年升格为环境保护部,后者于 2018 年整合组建为生态环境部)和地方生态环保机构。2016 年,中国实施了省以下环保机构垂直管理制度改革试点:规定地级市环保局由省环保厅和地级市政府双重管理,县环保局为地级市环保局的派出机构(由其单独管理)。

表1 国家环保重点城市发展历程

年份	新增环保重点城市
1989年	北京市、天津市、上海市、石家庄市、太原市、呼和浩特市、哈尔滨市、长春市、沈阳市、大连市、银川市、兰州市、西宁市、乌鲁木齐市、济南市、南京市、苏州市、合肥市、杭州市、南昌市、福州市、郑州市、武汉市、长沙市、广州市、海口市、南宁市、桂林市、西安市、成都市、贵阳市、昆明市
1992年	青岛市、宁波市、厦门市、深圳市、重庆市
1996年	秦皇岛市、南通市、连云港市、温州市、烟台市、珠海市、汕头市、湛江市、北海市
2003年	拉萨市
2004年至今	唐山市、邯郸市、保定市、大同市、阳泉市、长治市、临汾市、包头市、赤峰市、鞍山市、抚顺市、本溪市、锦州市、吉林市、齐齐哈尔市、牡丹江市、无锡市、徐州市、常州市、扬州市、镇江市、湖州市、绍兴市、芜湖市、马鞍山市、泉州市、九江市、淄博市、枣庄市、潍坊市、济宁市、泰安市、日照市、开封市、洛阳市、平顶山市、安阳市、焦作市、三门峡市、宜昌市、荆州市、株洲市、湘潭市、岳阳市、常德市、张家界市、韶关市、柳州市、自贡市、攀枝花市、泸州市、德阳市、绵阳市、南充市、宜宾市、遵义市、曲靖市、玉溪市、铜川市、宝鸡市、咸阳市、渭南市、延安市、金昌市、石嘴山市、克拉玛依市

注：数据来自原环境保护部污染防治司（2016年撤销）“城考”专栏和《全国城市环境管理与综合整治年度报告》

中央“城考”制度是中央依据污染防治和环境质量等指标体系，定量考核地方政府环境治理成效的一项监督管理制度。《实施办法》明确规定：环保重点城市要严格按照中央“城考”规定的 21 项指标（包括大气总悬浮微粒年日均值、二氧化硫年日均值、工艺尾气（SO<sub>2</sub>、NO<sub>2</sub>、粉尘）达标率、工业废水处理率、工业废水处理达标率、工业固体废物处理处置率和万元产值工业废水排放量等）进行考核（没有纳入国家环保重点城市的地级市由各省考核，只有其中的 8 项指标必须考核）。而且，随着时间推移，中央“城考”的考核指标、考核办法和监督措施亦在不断规范完善。例如，1998 年，国家环保总局下发《关于印发全国 2000 年工业污染源达标排放 and 环境保护重点城市环境功能区达标工作方案的通知》，要求严格控制污染源，强化环境污染限期治理制度，加大考核力度，实施政府调度与公众监督等措施，用以督导当时 46 个环保重点城市的空气质量（总悬浮颗粒物、二氧化硫和氮氧化物等）和水环境质量（溶解氧和高锰酸盐指数等）的达标。2003 年，又在当时 47 个环保重点城市的地表水环境考核标准中增加了治理难度较大的总氮指标，其他指标也采取了更严格的标准。2006 年，国家环保总局印发《“十一五”城市环境综合整治定量考核指标及实施细则》和《全国城市环境综合整治定量考核工作管理规定》，纳入优良天数（空气污染指数 API≤100）全年占比等重要指标，进一步完善了环保重点城市的考核标准。此外，2003 年以来，国家环保总局通过《全国城市环境管理与综合整治年度报告》向全社会公布环保重点城市的“城考”结果和（一些年份的）考核综合排名；2010 年，又将“公众对城市环境保护满意率调查情况”纳入报告，进一步强化了监督力度。

正因如此，国家环保重点城市（相较于其他城市）普遍实施了更加严格的环保标准和（行政管控型）规制措施，总体上在遏制环境污染、改善环境质量方面取得了较好成效<sup>20</sup>。这为本文深入考察地方政府环境规制对 TFP 增长进而经济高质量增长的影响，检验本文核心理论论断提供了一个良好契机。

## 2. 两步双重差分策略

鉴于国家环保重点城市政策具有较典型的拟自然实验性质，本文利用双重差分法识别其对地级市 TFP 增长进而经济高质量增长的因果性影响。但正如前文指出的，这一政策并非

---

<sup>20</sup> 例如，2005 年，环保重点城市的石家庄市对 160 家污染企业采取停产治理措施，削减粉尘排放量约 1 万吨；枣庄市规定废水排放企业全部执行 I 类排放标准，对 31 家水污染企业实施深度治理，关停了 5 家重污染企业（生产线）；武汉市建成 120 多家重点排污单位排污在线监控设施，实施多部门联合执法，检查企业 4500 多家，立案查处 1059 家。关于国家环保重点城市的“城考”实施办法、环境规制措施的详细介绍，请参见历年《全国城市环境管理与综合整治年度报告》。2009 年《中国环境统计年报》显示，国家环保重点城市的工业废水排放达标率高出全国平均水平 2.3 个百分点。孟晓艳等（2012）的研究表明，环保重点城市的 SO<sub>2</sub> 和 PM<sub>10</sub> 污染得到了较好控制。祁毓等（2016）也发现，环保重点城市的环境质量得到了改善。十分感谢专家的宝贵意见。

随机的，环保重点城市与其他地级市的 TFP 增长可能在政策实施前就存在差异（即不满足平行趋势条件，下文实证检验证实了这一点），标准（一步）双重差分法可能因内生性选择问题而存在估计偏差。为解决这一问题，本文借鉴 Greenstone and Hanna（2014）的做法，采用两步双重差分策略<sup>21</sup>。

**第一步：事件分析（event study）。**特别地，本文采用如下事件分析方程：

$$Y_{it} = \alpha + \sum_p \sigma_p D_{pit} + \gamma X_{it} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中， $i$  和  $t$  分别表示地级市和年份， $Y_{it}$  为地级市 TFP 增长率。本文也考虑将企业 TFP 增长率和要素配置效率作为被解释变量，以检验地方政府环境规制的微观作用机理。 $D_{pit}$  为一组事件窗口哑变量（ $p \in [-15, 9]$ ）：就处置组（环保重点城市）而言，政策实施前或后第  $|p|$  年取值为 1，否则为 0；对照组（其他地级市）均取值为 0<sup>22</sup>。 $\sigma_p$  捕捉了政策实施前或后第  $|p|$  年处置组与对照组的 TFP 增长差异，识别了环保重点城市政策的年度效应（可用于检验是否满足平行趋势条件，为第二步回归方程的选取提供经验依据）。 $X_{it}$  为控制变量，包括人口密度和人均实际 GDP（均取自然对数），用以控制地级市人口和经济发展水平的影响。 $\mu_t$  为年份固定效应，用以控制随时间变化的共同冲击的影响； $\eta_i$  为地级市固定效应，用以控制不随时间变化的地级市个体特征的影响； $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。为避免城市规模对估计精度的影响，本文以地级市人口规模为权重对回归方程作加权处理。

**第二步：识别政策效应。**本文以第一步回归得到的  $\sigma_p$  的估计值  $\hat{\sigma}_p$  为被解释变量，利用如下方程识别环保重点城市政策的 TFP 增长效应：

$$\hat{\sigma}_p = \beta_0 + \beta_1 Epl_p + \varepsilon_p \quad (17)$$

其中， $Epl_p$  为政策实施哑变量，即政策实施当年及之后年份（ $p \geq 0$ ）取值为 1，否则为 0。

<sup>21</sup> 两步双重差分法也可较好地解决潜在非观测因素的组内相关性（即影响 TFP 增长的潜在非观测因素在政策实施前后各年可能存在的相关性）导致的估计偏差问题（Greenstone and Hanna, 2014）。

<sup>22</sup> 事件窗口  $p$  的范围选取（ $p < 0$  为政策实施前， $p > 0$  为政策实施后， $p = 0$  为实施当年）涉及两种考虑的权衡：较大范围意味较大的样本量，可提升第二步回归的精准性；较小范围则可使事件分析集中在较小的政策时间窗口内，有利于避免其他非观测因素的潜在影响，提升第一步回归的精准性。本文样本期为 1988—2014 年， $p$  的最大范围为  $[-15, 22]$ 。为使 2004 年纳入环保重点城市的处置组有尽可能多的样本（2004 年为政策扩围最后一年），将  $p$  范围设为  $[-15, 9]$ ，以较好兼顾上述两种考虑。下文稳健性检验表明：在  $p$  范围较合理的设定下，结论稳健。

故  $\beta_1$  识别了政策引致的处置组（相较于对照组）TFP 增长的均值漂移（mean shift）程度（即平均处置效应）。 $\varepsilon_p$  为随机扰动项。虽然第一步回归控制了时间固定效应，但方程（17）仍可能无法完全控制处置组与对照组事前 TFP 增长趋势差异的影响。为此，本文引入事件窗口时间趋势项，则有：

$$\hat{\sigma}_p = \beta_0 + \beta_1 Epl_p + \beta_2 p + \varepsilon_p \quad (18)$$

而且，考虑到政策影响往往具有时滞性和持续性（如企业需要时间来调整生产经营策略以应对政策变化），本文也尝试引入政策实施哑变量与事件窗口时间趋势哑变量的交互项，即有：

$$\hat{\sigma}_p = \beta_0 + \beta_1 Epl_p + \beta_2 p + \beta_3 (Epl_p \times p) + \varepsilon_p \quad (19)$$

其中， $\beta_1 + \beta_3 \times p$  捕捉了政策实施  $p$  年后的累积影响——本文重点关注政策实施 5 年后 ( $p=5$ ) 的影响（即  $\beta_1 + 5\beta_3$ ），以识别较长时期的政策累积效应。

最后，为避免  $\sigma_p$  估计误差的影响，本文以  $\hat{\sigma}_p$  的标准误的倒数为权重，对上述第二步回归方程（17）—（19）作加权处理。实证分析也给出拓展一步双重差分法的回归结果，以便于比较<sup>23</sup>。

### 3. 数据

本文使用的是地级市市辖区数据和规模以上工业企业调查数据。地级市市辖区数据来自历年的《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》和各省统计年鉴。之所以使用市辖区数据，是因为国家环保重点城市政策主要是针对市辖区的环境质量进行考核。本文的样本期为 1988—2014 年。<sup>24</sup>为能较好地进行平行趋势检验，本文剔除了 1989 年纳入环保重点城市的

<sup>23</sup> 与第二步回归方程（17）—（19）对应的拓展一步双重差分回归方程（均以地级市人口规模为权重作加权处理）分别为：

$$Y_{it} = \alpha + \theta_1 Er_p + \theta_2 (Epl_p \times Er_p) + \theta_3 Ed_p + \theta_4 Ef_p + \gamma X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it};$$

$$Y_{it} = \alpha + \theta_1 Er_p + \theta_2 (Epl_p \times Er_p) + \theta_3 (Er_p \times p) + \theta_4 Ed_p + \theta_5 Ef_p + \gamma X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it};$$

$$Y_{it} = \alpha + \theta_1 Er_p + \theta_2 (Epl_p \times Er_p) + \theta_3 (Er_p \times p) + \theta_4 (Epl_p \times p \times Er_p) + \theta_5 Ed_p + \theta_6 Ef_p + \gamma X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}.$$

其中， $Er_p$ （ $-15 < p < 9$  时，取值为 1，否则为 0）、 $Ed_p$ （ $p < -15$  时，取值为 1，否则为 0）和  $Ef_p$ （ $p > 9$  时，取值为 1，否则为 0）为三个事件窗口哑变量，引入它们是为确保上述方程与方程（17）—（19）的回归结果具有良好可比性。

<sup>24</sup> 由于缺少更早年份的地级市市辖区数据，本文样本初始年为 1988 年。选择 2014 年作为样本终止年，主要基于如下三点原因：（1）2014 年以后，地级市市辖区区划变动较频繁（例如，2015 年发生区划变动的市辖区有 22 个，2016 年有 28 个），若要包含 2014 年以后的样本，需要剔除这些发生过区划变动的市辖区样本以确保数据的可比性，这将导致样本量损失很大（本文已经剔除了 1988—2014 年间发生过区划变动的市辖区，业已损失了较多的样本量）；（2）2014 年以后，一些重要指标的数据缺失问题较严重（例如，《中国城市统计年鉴》2016 年及以后不再公布市辖区人口密度数据，2017 年及以后不再公布固定资产投资数据

32 个城市（包括北京、天津和上海 3 个直辖市和省会城市等，见表 1），这也可避免样本城市在可比性上存在的问题（直辖市和省会城市较一般地级市而言具有更高的行政级别）。本文也剔除了重庆市（1992 年为环保重点城市，1997 年为直辖市），以及样本期内发生过行政区划变动和数据缺失严重的地级市。最终使用的样本包含 257 个地级市（处置组城市在 1992 年为 4 个，1996 年为 13 个，2003 年为 14 个，2004 年为 80 个）。

工业企业数据来自 1998—2007 年国家统计局规模以上工业企业调查数据库，该数据库提供了全部国有工业企业和规模以上（年销售额在 500 万元以上）非国有工业企业的详细信息。本文将制造业企业作为考察对象，剔除了矿产采选、石油和水电煤气生产供应等行业；根据企业代码、名称、所在地、法人代表和邮政编码等信息对样本企业进行匹配，剔除（关键变量缺失，企业代码缺失、无法唯一识别、建立时间无效，总资产小于流动资产、固定资产或固定资产净值等）的企业样本（Cai and Liu, 2009; 杨汝岱, 2015）。由企业所在地，识别出样本地级市（市辖区）内的工业企业，得到 1998—2007 年企业面板数据（共有 95777 家企业和 325469 个观测值）。

#### 4. TFP 增长

本文的核心被解释变量为地级市（市辖区）TFP 增长率。本文利用索罗残差法和如下生产函数估算： $Y_{it} = Z_{it} K_{it}^{\mu} (h_{it} L_{it})^{\eta}$ ； $Y_{it}$  为 GDP， $Z_{it}$  为 TFP， $K_{it}$ 、 $L_{it}$  和  $h_{it}$  分别为物质资本存量、劳动力和人力资本， $\mu$  和  $\eta$  为物质资本和劳动的产出弹性<sup>25</sup>。由于缺少地级市 GDP 平减指数，本文利用省份 GDP 平减指数将地级市 GDP 折算成（1988 年为基期的）实际值。实际物质资本存量由永续盘存法测算： $K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it} / P_{it}$ ， $I_{it}$  为固定资产投资， $P_{it}$  为投

等）；（3）党的十八大以来，中央对生态环境保护的规制趋于严格；尤其是经过酝酿论证，在 2014 年以后，新环境保护政策出台频率大大加快（何劲玥，2017）——例如，中共中央和国务院颁布的《关于加快推进生态文明建设的意见》（2015 年 5 月）、《生态文明体制改革总体方案》（2015 年 9 月）和《党政领导干部生态环境损害责任追究办法（试行）》（2015 年 8 月）以及国务院颁布的《关于加强环境监管执法的通知》（2014 年 12 月）、《生态环境监测网络建设方案》（2015 年 8 月）等。这会对识别国家环保重点城市政策的因果性影响造成较大干扰，导致估计结果偏差。十分感谢评审专家提出的宝贵意见。

<sup>25</sup> 前文理论框架给出的总量生产函数（11）式可化为： $Y = \theta^{\nu-1-\gamma} Z K^{\alpha\nu+\beta(1-\nu)} [k^{\beta} dG(a, z)]^{-\gamma} L^{(1-\alpha)\nu} \bar{M}^{\gamma}$ ，其本质上仍是关于物质资本和劳动的函数。为了与理论模型保持逻辑一致性，本文在估算地级市市辖区 TFP 时采用了标准生产函数（但引入人力资本），且未限定规模收益不变（即未限定  $\mu + \eta = 1$ ）。回归中利用地级市固定效应来控制  $\bar{M}^{\gamma}$  的影响（地区可承受的最大污染排放量  $\bar{M}$  即环境承载能力在较长时期内相对稳定，可视为地级市的一种个体特征），也控制了时间固定效应，得到  $\mu$  和  $\eta$  为 0.44 和 0.40。本文也尝试采用工具变量法（以滞后 2 或 3 期的物质资本和劳动为工具变量）以及采用 10% 的折旧率，结果稳健。目前，一些研究基于污染排放数据，利用 SBM 模型和 ML 指数等方法，测算了中国绿色 TFP（陈诗一，2010；李玲和陶锋，2012；王兵和刘光天，2015；陈超凡，2016；李鹏升和陈艳莹，2019；戴魁早和骆着函，2022；何凌云和祁晓凤，2022）。本文使用的是 1988—2014 年的地级市市辖区数据，而工业废水、二氧化硫和烟尘排放等污染排放只有 2003 年以来整个地级市的数据（缺少市辖区的数据），导致本文无法测算整个样本期内地级市市辖区的绿色 TFP。今后将持续追踪这一重要问题，在数据许可的情况下，探究环境规制对绿色 TFP 的影响。十分感谢评审专家提出的宝贵意见。

资平减指数, 期初物质资本存量由  $K_{i0} = I_{i0} / (g + \delta)$  测算——限于数据可获取性, 用省份 GDP 平减指数测度  $P_{it}$ , 以 1988 年为期初年并用当年固定资产投资测度  $I_{i0}$ , 用 1988—1991 年实际固定资产投资的几何平均增长率测度  $g$ , 物质资本折旧率  $\delta$  设为 6% (Wang, 2013)。人力资本  $h_{it}$  由 Bosworth and Collins (2008) 的方法测算<sup>26</sup>。

为检验地方政府环境规制的微观作用机理, 本文也考虑以企业 TFP 增长率和(企业间)要素配置效率作为被解释变量。特别地, 本文利用 Brandt et al. (2012) 的方法测算出(两位数)行业的产出平减指数和投入平减指数以及企业实际固定资产存量(1998 年为基期), 然后利用 Olley and Pakes (1996) 的方法, 基于行业估算出企业 TFP 增长率<sup>27</sup>。遵循已有研究的普遍做法, 本文利用地级市-行业内企业要素份额与企业 TFP 的协方差(即 OP 协方差)  $E_{id}$ , 来测度地级市-行业内的(企业间)要素配置效率:  $E_{id} = \sum_j (s_{idj} - \bar{s}_{id})(\omega_{idj} - \bar{\omega}_{id})$ ,  $s_{idj}$  和  $\omega_{idj}$  分别为企业  $j$  在地级市  $i$  行业  $d$  内的要素份额(分别考虑了资本份额和劳动份额)和 TFP,  $\bar{s}_{id}$  和  $\bar{\omega}_{id}$  为它们的简单算术均值(Bartelsman et al., 2013; 李力行等, 2016)。倘若企业间要素配置障碍较小, 则生产要素会从低生产率企业更多地流向高生产率企业, 故  $E_{id}$  越大(即生产率越高的企业的要素份额越大)意味要素配置效率越高。

最后, 为避免异常值的影响, 本文剔除了 1% 的样本(小于 0.50% 分位数和大于 99.50% 分位数的观测值)。表 2 给出主要变量的基本统计描述以及处置组与对照组在政策实施前的组间差异分析。由表 2 可知, 处置组与对照组的很多方面在政策实施前都存在显著差异, 例如, 相较于对照组而言, 处置组的人口规模和人口密度较大, GDP 增长率则较低。这表明国家环保重点城市政策存在较明显的内生性选择问题, 标准(一步)双重差分法估计将会有偏。因此, 本文采取两步双重差分策略来矫正这一问题。

<sup>26</sup> Bosworth and Collins (2008) 在测算中国人力资本时, 得到平均受教育年限  $e$  的回报率为 7%, 故有  $h = (1.07)^e$ 。由于缺少地级市平均受教育年限数据, 本文用省份数据替代。

<sup>27</sup> 本文也尝试利用 Levinsohn and Petrin (2003) 的方法估算企业 TFP, 结论不变。

表 2 主要变量的统计描述

总样本					
变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
地级市物质资本存量（取自然对数）	4977	13.3160	1.4950	9.8077	16.7526
地级市劳动×人力资本（取自然对数）	5145	12.7533	0.7219	10.8131	14.6525
地级市 TFP 增长率	4337	-0.0040	0.0754	-0.3198	0.4333
地级市实际 GDP 增长率	4337	0.0971	0.1020	-0.4669	0.5412
企业 TFP 增长率	185912	0.0264	0.2834	-1.2046	1.3367
企业增加值增长率	185912	0.1265	0.6782	-2.7363	2.9620
地级市-行业要素配置效率（劳动份额为权重）	38497	0.4421	0.5462	-0.0594	3.2098
地级市-行业要素配置效率（资本份额为权重）	38497	0.5359	0.6431	-0.0943	3.6122
地级市实际人均 GDP（取自然对数）	4339	8.6285	0.8890	5.5426	11.2587
地级市人口密度（取自然对数）	4337	0.0938	0.0837	0.0010	1.1355
地级市人口数量（万）	4339	76.8720	44.4004	10.9300	656.0700
国家环保重点城市政策哑变量	4339	0.1344	0.3411	0	1

处置组与对照组（政策实施前）的组间差异分析

变量	处置组		对照组		组间差异 (处置组-对 照组)
	均值	标准差	均值	标准差	
地级市物质资本存量（取自然对数）	13.1491	0.0303	13.2576	0.0271	-0.1085** (0.0513)
地级市劳动×人力资本（取自然对数）	12.7201	0.0213	12.1530	0.0121	0.5670*** (0.0248)
地级市 TFP 增长率	-0.0045	0.0025	-0.0049	0.0014	0.0004 (0.0029)
地级市实际 GDP 增长率	0.0935	0.0054	0.1041	0.0024	-0.0106** (0.0052)

地级市-行业要素配置效率（劳动份额为权重）	0.5413	0.0073	0.3985	0.0033	0.1428*** (0.0073)
地级市-行业要素配置效率（资本份额为权重）	0.6528	0.0085	0.479	0.0038	0.1737*** (0.0085)
企业 TFP 增长率	0.0076	0.0016	0.0266	0.0009	-0.0190*** (0.0018)
企业增加值增长率	0.0809	0.8194	0.1425	0.0024	-0.0616*** (0.0045)
地级市实际人均 GDP（取自然对数）	8.3009	0.0208	8.4406	0.0170	-0.1397*** (0.0325)
地级市人口密度（取自然对数）	0.1167	0.0028	0.0837	0.0016	0.0330*** (0.0032)
地级市人口数量（万）	82.7012	1.4276	69.4948	0.7785	13.2065*** (1.6045)

注：地级市数据为市辖区数据。组间差异一列中小括号里的数字为标准误，\*\*和\*\*\*分别代表在 5%和 1%的置信水平上显著。

#### 四、地方政府环境规制对经济高质量增长的影响

##### 1. 基准回归结果

图 3（a）给出两步双重差分法第一步回归即事件分析方程（16）的政策影响系数  $\sigma_p$  的估计结果（详细的回归结果见表 3）：横轴为事件窗口（国家环保重点城市政策实施前后的期数  $p$ ），垂直虚线代表政策实施当年（ $p=0$ ），纵轴为标准化的  $\hat{\sigma}_p$ （政策实施前一年的影响系数  $\hat{\sigma}_{-1}$  标准化为零）。由此可知：政策实施前， $\hat{\sigma}_p$  大多为负值，表明环保重点城市（相较于其他地级市）的事前 TFP 增长总体较慢，故不满足平行趋势条件，标准（一步）双重差分估计将有偏。政策实施后， $\hat{\sigma}_p$  发生明显的趋势反转，由之前总体上升态势转变为下降趋势，并于政策实施后第 6 年达到谷底，表明环保重点城市政策对地级市 TFP 增长倾向于具有负向冲击，且这一不利影响具有较强的持续性。上述结果为两步双重差分策略的使用和第二步回归方程尤其方程（19）的有效性提供了良好的证据支持。

表 4 汇报了两步双重差分法第二步回归结果：第（1）—（3）列分别给出方程（17）—（19）的估计结果。第（1）列显示，环保重点城市政策对地级市 TFP 增长具有负影响，但不具有统计显著性。在控制了事件窗口时间趋势和政策持续性影响后，影响力度有所增大，显著性亦有所增强（见第（2）和（3）列）。特别地，由第（3）列（本文最青睐的设定）可知：这一政策对地级市 TFP 增长产生了显著的负影响，且影响具有较强的持续性——政策实施 5 年后，环保重点城市（相较于其他地级市）的 TFP 增长率累积下降了 4.39 个百分点（在 1% 的置信水平上显著）。（拓展）一步双重差分法（回归方程设定见第 14 页的脚注 1）的估计结果与之具有良好的 consistency（见表 4 第（4）—（6）列），表明回归结果是稳健的。

本文也考察了环保重点城市政策对地级市 GDP 增长的影响。图 3（b）显示，环保重点城市与其他地级市的 GDP 增长也存在较明显的事前趋势差异。进而，由第二步回归结果可知，这一政策对地级市 GDP 增长也具有显著的抑制作用（一步双重差分法的结果类似，见表 4 第（7）和（8）列）。此外，两步双重差分法的回归结果表明：环保重点城市政策总体上有助于改善地级市的环境质量，促使环保重点城市的工业废水和二氧化硫排放量分别下降了 23% 和 25.90%（但对工业烟尘排放量的负影响不显著）<sup>28</sup>。

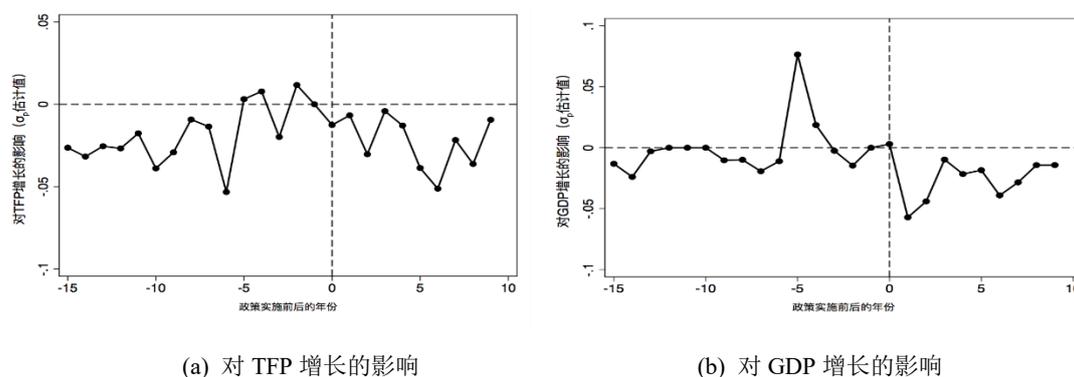


图 3 国家环保重点城市政策影响事件分析

注：图 3 给出的两步双重差分法第一步回归即事件分析方程（16）的政策影响系数  $\sigma_p$  的估计结果，图 3（a）和图 3（b）分别以地级市 TFP 增长和 GDP 增长为被解释变量。

<sup>28</sup> 限于数据的可获取性，本文使用的是 2003—2014 年地级市的工业废水、二氧化硫和烟尘排放量数据（剔除 2004 年以前纳入环保重点城市的地级市，数据为整个地级市口径）。此外，本文还对环境库兹涅茨曲线进行了验证，结果表明，样本期内人均工业废水与人均实际 GDP 之间的关系不显著，人均工业二氧化硫排放与人均实际 GDP 之间的关系呈“倒 U 型”，人均工业烟尘排放与人均实际 GDP 之间的关系呈“U 型”。因此，样本期内，存在工业二氧化硫的环境库兹涅茨曲线，但不存在工业废水、工业烟尘的环境库兹涅茨曲线，这也证实了环境库兹涅茨曲线是否成立与样本的选取密切相关，不同样本期、不同污染物的选择都会影响实证结果。限于篇幅，略去具体回归结果。上述分析为环境规制与环境污染、环境污染与经济增长的内在联系提供了经验证据，为前文理论模型的设定提供了间接支持。

表 3 两步双重差分法第一步回归（即事件分析）的结果

变量	TFP 增长	GDP 增长
	(1)	(2)
	0.0269	-0.0021
政策实施前第 15 年	(0.0185)	(0.0409)
	0.0216	-0.0128
政策实施前第 14 年	(0.0173)	(0.0393)
	0.0284	0.0081
政策实施前第 13 年	(0.0178)	(0.0409)
	0.0260	
政策实施前第 12 年	(0.0177)	
	0.0357**	
政策实施前第 11 年	(0.0177)	
	0.0144	
政策实施前第 10 年	(0.0176)	
	0.0245	0.0008
政策实施前第 9 年	(0.0174)	(0.0407)
	0.0436**	0.0012
政策实施前第 8 年	(0.0175)	(0.0407)
	0.0397**	-0.0082
政策实施前第 7 年	(0.0174)	(0.0467)
	0.0565***	0.0874*
政策实施前第 5 年	(0.0175)	(0.0458)
	0.0610***	0.0297
政策实施前第 4 年	(0.0174)	(0.0411)
	0.0335**	0.0085
政策实施前第 3 年	(0.0168)	(0.0405)
	0.0650***	-0.0036
政策实施前第 2 年	(0.0168)	(0.0404)

	0.0638***	0.0111
政策实施前第 1 年	(0.0168)	(0.0400)
	0.0303*	0.0141
政策实施当年	(0.0168)	(0.0402)
	0.0466***	-0.0460
政策实施第 1 年	(0.0167)	(0.0407)
	0.0229	-0.0329
政策实施第 2 年	(0.0162)	(0.0406)
	0.0491***	0.0013
政策实施第 3 年	(0.0167)	(0.0404)
	0.0404**	-0.0105
政策实施第 4 年	(0.0169)	(0.0399)
	0.0146	-0.0073
政策实施第 5 年	(0.0172)	(0.0401)
	0.0020	-0.0280
政策实施第 6 年	(0.0172)	(0.0401)
	0.0320*	-0.0173
政策实施第 7 年	(0.0171)	(0.0401)
	0.0167	-0.0032
政策实施第 8 年	(0.0171)	(0.0400)
	0.0439**	-0.0031
政策实施第 9 年	(0.0173)	(0.0400)
地级市固定效应	是	是
年固定效应	是	是
样本量	4335	3796
$R^2$	0.0867	0.3220

注：由于 GDP 数据缺失，表中第（2）列无法给出政策实施前第 10—12 年的回归系数，回归控制了地级市人口密度和人均 GDP（均取自然对数）以及年和地级市固定效应，小括号中数字为 cluster 到省层面的标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

表4 地方政府环境规制对地级市经济高质量增长的影响

	TFP 增长						GDP 增长	
	两步双重差分法（第二步回归）			一步双重差分法			两步双重差分法 （第二步回归）	一步双重差 分法
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
国家环保重点城市 政策	-0.0089 (0.0068)	-0.0334*** (0.0115)	-0.0228* (0.0109)	-0.0092* (0.0048)	-0.0282*** (0.0083)	-0.0187* (0.0095)	-0.0393* (0.0197)	-0.0284** (0.0131)
事件窗口时间趋势 项		0.0020** (0.0008)	0.0029*** (0.0008)		0.0017** (0.0007)	0.0027*** (0.0009)	0.0018 (0.0015)	0.0011 (0.0009)
国家环保重点城市 政策×事件窗口时 间趋势项			-0.0042** (0.0016)			-0.0040** (0.0016)	-0.0009 (0.0029)	-0.0004 (0.0016)
5年政策效应			-0.0439*** (0.0109)			-0.0390*** (0.0100)	-0.0440** (0.0198)	-0.0303** (0.0123)
地级市固定效应				是	是	是		是
年固定效应				是	是	是		是
样本量	24	24	24	4335	4335	4335	21	3796

$R^2$	0.0734	0.2885	0.4685	0.0752	0.0774	0.0792	0.2878	0.3204
-------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

注：第（1）—（3）列汇报的是两步双重差分法第二步回归方程（17）—（19）的估计结果，第（7）列汇报的是第二步回归方程（19）的估计结果，小括号中数字为标准误，被解释变量是两步双重差分法第一步回归得到的事件窗口哑变量的系数估计值（见表 3），样本量为事件窗口哑变量的个数；第一步回归控制了地级市人口密度和人均 GDP（均取自然对数）以及年和地级市固定效应。一步双重差分法（回归方程设定见第 14 页的脚注 1）只汇报了核心系数的回归结果以便于比较，回归控制了地级市人口密度和人均 GDP（均取自然对数）以及年和地级市固定效应，小括号中数字为 cluster 到省层面的标准误。5 年政策效应（ $\beta_1+5\beta_3$ ）由回归结果计算得到，并对其作联合显著性检验。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

## 2. 规制力度的影响

上节实证分析表明, 地方政府环境规制有利于遏制环境污染, 改善环境质量, 但对 TFP 增长进而经济高质量增长产生了显著的抑制作用。结合前文理论框架提出的核心理论论断可知, 这很可能主要是因为样本期内中国地方政府环境规制力度总体较弱 (可能尚处于“U”型曲线的左端, 见前文图 1 (a)) 所致。这里就此进行检验。

但遗憾的是, 中国目前尚缺乏良好的地级市市辖区的环境规制力度数据。因此, 本文采用如下策略捕捉处置组城市 (市辖区) 环境规制力度差异: 由 2003 年、2005 年、2006 年和 2008 年国家环保重点城市的“城考”综合排名 (原国家环保总局只在这四年公布了环保重点城市的“城考”综合排名), 计算出每个处置组城市的排名变化; 将累计排名上升前 25% 分位数的城市归为规制力度较大组, 其余为力度较小组。<sup>29</sup> 分别基于这两组处置组样本 (对照组样本不变) 的两步双重差分法回归结果表明, 随着规制力度增加, 地方政府环境规制对经济高质量增长的不利影响明显减弱、趋于消失, 体现在: 就规制力度较小组而言, 环保重点城市政策对 TFP 增长的负影响较大且具有较好的统计显著性; 而对于力度较大组, 政策影响很小且不显著 (检验表明这两组 5 年政策效应存在显著差异, 见表 5 第 (1) 和 (2) 列)。GDP 增长的影响结果总体类似 (但两组 5 年政策效应的差异不显著, 见表 5 第 (3) 和 (4) 列)。

不过, 按照上述分组办法, “城考”排名始终靠前的环保重点城市可能被归为规制力度较小组, 而这些城市也很可能需要实施严格的规制政策以保持排名靠前。故此, 本文也尝试利用四次“城考”平均排名情况捕捉规制力度差异, 将平均排名前 25% 分位数的环保重点城市归为力度较大组, 其余为力度较小组。表 5 第 (5) — (8) 列显示, 结论不变。

上述分析较好地证实了本文的核心理论论断, 表明地方环境治理与经济高质量增长并非割裂对立的, 而是可以较好地实现“鱼与熊掌”兼得。这为更好地矫正地方政府的认知与发展理念偏差, 加强地方环境治理, 全面贯彻落实新发展理念提供了良好的经验支撑与借鉴启示。

<sup>29</sup> 目前, 已有研究使用了很多方法来捕捉地方政府环境规制政策力度: Chen et al. (2018)、陈诗一和陈登科 (2018) 以及余永泽等 (2020) 分别利用 (2003 年以来) 省份和 (2007 年以来) 地级市的政府工作报告中与环境相关词汇出现的频数及其比重以及环境目标约束数据来刻画环境规制力度, 并详细阐述了这类指标较其他指标而言更为可取、更具说服力。不过, 令人遗憾的是, 就本文的研究而言, 使用这一指标存在很大困难, 可能会引致更大的质疑: 由于国家环保重点城市政策主要是针对市辖区的环境质量进行考核, 因此本文使用的是地级市市辖区的数据, 而地级市的政府工作报告是针对整个地级市 (包括市辖区和所辖县) 的, 致使这类指标 (政府工作报告中与环境相关词汇出现的频数及其比重以及环境目标约束数据) 无法较好地识别出地级市市辖区的环境规制力度。相比而言, “城考”排名变化更适用于本文的研究: (1) 可以保证本文关于环境规制政策 (国家环保重点城市政策) 和规制政策力度 (环保重点城市的“城考”排名变化) 在识别上的逻辑一致性; (2) 环保重点城市政策主要是针对市辖区的环境质量进行考核, 因此“城考”排名很大程度上反应了地级市市辖区环境规制的结果, 排名变化则可较好地捕捉地级市市辖区的环境规制力度——累计排名上升越大, 意味着地方政府需要付出更大的规制努力。十分感谢评审专家的宝贵意见。

表5 规制力度的影响

变量	TFP 增长		GDP 增长		TFP 增长		GDP 增长	
	排名上升靠前 (力度较大) 组	排名上升靠后 (力度较小) 组	排名上升靠前 (力度较大) 组	排名上升靠后 (力度较小) 组	平均排名靠前 (力度较大) 组	平均排名靠后 (力度较小) 组	平均排名靠前 (力度较大) 组	平均排名靠后 (力度较小) 组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
国家环保重点城市政策	0.0019 (0.0250)	-0.0231* (0.0120)	-0.0520 (0.0330)	-0.0460* (0.0230)	-0.0111 (0.0214)	-0.0242* (0.0121)	-0.0419 (0.0322)	-0.0414** (0.0172)
事件窗口时间趋势项	-0.0008 (0.0042)	0.0029*** (0.0007)	0.0002 (0.0030)	0.0030 (0.0020)	-0.0008 (0.0012)	0.0039*** (0.0013)	0.0007 (0.0033)	0.0019 (0.0012)
国家环保重点城市政策×事件窗口时间趋势项	-0.0013 (0.0044)	-0.0051** (0.0022)	0.0020 (0.0050)	-0.0020 (0.0030)	0.0019 (0.0030)	-0.0044** (0.0018)	0.0011 (0.0050)	-0.0004 (0.0031)
5年政策效应	-0.0030 (0.0247)	-0.0492*** (0.0111)	-0.0440 (0.0330)	-0.0570** (0.0231)	-0.0019 (0.0214)	-0.0462*** (0.0123)	-0.0366 (0.0350)	-0.0430** (0.0171)
5年效应差异检验 $p$ 值	0.0871*		0.5708		0.0639*		0.8501	
样本量	24	24	21	21	24	24	21	21
$R^2$	0.2152	0.5144	0.2490	0.3013	0.0824	0.4862	0.1639	0.3455

注：汇报的是两步双重差分法第二步回归方程（19）的估计结果，两组样本5年政策效应差异检验为邹至庄检验（原假设：两组系数不存在差异）。其他注释与表4相同。

### 3. 平行趋势与结构性断点检验

由于国家环保重点城市与其他地级市的 TFP 增长和 GDP 增长存在事前趋势差异,故本文采用了两步双重差分策略。那么,这一策略能否较好地解决内生性选择问题,是否是有效的呢?本节对此进行检验,包括平行趋势检验和结构性断点检验。

首先,本文利用反事实分析进行平行趋势检验——特别地,选取了两个事前样本期。① 1988—1995 年。为确保样本城市在此期间均未受过处置,这里剔除 1992 年纳入环保重点城市的地级市(青岛和宁波等 4 个城市)样本。这样,可以检验 1995 年以后纳入环保重点城市的地级市与对照组的 TFP 增长和 GDP 增长在事前(1988—1995 年)是否具有相同变化趋势(分别以 1993 和 1994 年为虚拟政策实施年,事件窗口  $p$  的范围分别设为 $[-5,2]$ 和 $[-6,1]$ )。② 1988—2002 年。基于类似考虑,本文剔除 1992 和 1996 年纳入环保重点城市的地级市样本,分别以 2000 和 2001 年为虚拟政策实施年,将  $p$  的范围分别设为 $[-11,2]$ 和 $[-12,1]$ 。表 6 显示:无论是 1988—1995 年还是 1988—2002 年,政策影响系数和 5 年政策效应均不显著,故满足平行趋势条件,两步双重差分策略有效<sup>30</sup>。

<sup>30</sup> 鉴于时间很短,未考虑 1988—1991 年为事前样本期(1992—1995 年,基准样本中只有 4 个环保重点城市,故问题可能不大)。对于 1988—1995 年和 1988—2002 年事前样本期,本文也分别尝试以 1990—1992 各年和 1997—1999 各年为虚拟政策实施年,结果类似。

表6 平行趋势检验

变量	样本期：1988—1995年				样本期：1988—2002年			
	虚拟政策实施年							
	1993年		1994年		2000年		2001年	
	TFP 增长	GDP 增长	TFP 增长	GDP 增长	TFP 增长	GDP 增长	TFP 增长	GDP 增长
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
国家环保重点城市政策	-0.0063 (0.0070)	-0.0114 (0.0447)	-0.0087 (0.0134)	-0.0062 (0.0636)	0.0002 (0.0167)	0.0527 (0.0297)	-0.0354 (0.0200)	-0.0092 (0.0501)
事件窗口时间趋势项	0.0043 (0.0028)	0.0055 (0.0114)	0.0011 (0.0025)	0.0011 (0.0084)	0.0025** (0.0011)	-0.0009 (0.0018)	-0.0029 (0.0008)	0.0011 (0.0019)
国家环保重点城市政策×事件窗口时间趋势项	-0.0057 (0.0039)	-0.0102 (0.0214)	0.0003 (0.0083)	-0.0072 (0.0389)	0.0029 (0.0072)	-0.0097 (0.0130)	0.0234* (0.0122)	0.0105 (0.0309)
5年政策效应	-0.0349 (0.0189)	-0.0625 (0.0940)	-0.0070 (0.0320)	-0.0421 (0.1471)	0.0148 (0.0248)	0.0040 (0.0441)	0.0817 (0.0540)	0.0432 (0.1109)
样本量	6	6	6	6	13	13	13	13
$R^2$	0.6983	0.1917	0.3884	0.1126	0.6880	0.1766	0.7670	0.1047

注：汇报的是两步双重差分法第二步回归方程（19）的估计结果；其他注释与表4相同。

其次, 本文进行结构性断点检验——即基于第二步回归方程 (19) 的回归结果, 检验回归系数  $\beta_1$  和  $\beta_3$  是否在政策实施当年及之后年份存在结构性断点: 若存在断点, 则表明政策产生了有效影响, 采用两步双重差分法是合理有效的; 否则, 是无效的<sup>31</sup>。表 7 的检验结果显示: 就地级市 TFP 增长而言, 在环保重点城市政策实施当年就出现了结构性断点——最大 F 值对应的时点为 0, QLR (Quandt likelihood ratio) 检验统计值大于 99% 置信水平的临界值; 对于地级市 GDP 增长, 在政策实施后第 1 年出现了结构性断点。因此, 本文采用的两步双重差分法是有效的, 基准结论是可靠的。

表 7 结构性断点检验

	最大 F 值对应的时点	QLR 检验统计值
	(1)	(2)
地级市 TFP 增长	0	8.8111
地级市 GDP 增长	1	5.0929

注: 检验基于第二步回归方程 (19) 的估计结果, 分为两步: ①对于事件窗口每个时点, 将其视为政策实施时点, 对原假设 ( $\beta_1=0$  和  $\beta_3=0$ ) 进行联合显著性检验, 得到 F 检验统计值, 从中识别出最大 F 值对应的时点——第 (1) 列中的 0 表示政策实施当年, 1 表示政策实施后第 1 年; ②利用 QLR 检验该时点是否为结构性断点——QLR 统计值大于临界值, 则其为结构性断点 (90%、95%、99% 置信水平的临界值分别为 5、5.86 和 7.78 (Stock and Waston, 2011))。

#### 4. 稳健性检验

为进一步确保基准结论的可靠性, 本文作如下稳健性检验: ①选择不同的事件窗口范围; ②考虑国家环保模范城市政策的影响; ③考虑“两控区”政策的影响; ④考虑外溢性的影响; ⑤增加控制变量。

首先, 基准回归选取的事件窗口  $p$  的范围为  $[-15, 9]$ , 为检验结果对  $p$  范围变化的敏感性, 本文尝试采用  $[-13, 10]$  和  $[-14, 8]$  两个取值范围。<sup>32</sup>由表 8 第 (1) — (4) 列可知, 结论不变 (5 年政策效应显著为负, 数值与基准结果相似)。其次, 国家环保总局自 1997 年起开始评选国家环保模范城市, 这可能导致基准结果有偏。为此, 本文剔除环保模范城市样本 (本文样本中有 37 个环保模范城市, 其中 23 个亦是国家环保重点城市), 结果没有明显变化 (见表 8

<sup>31</sup> 结构性断点检验主要应用于时间序列分析, 而正如事件分析方程 (16) 和事件分析图 3 所示, 双重差分分析框架可 collapse 为一个时间序列 (虽然地级市成为环保重点城市的时点不同), 故该方法也可用于检验双重差分法的有效性 (Greenstone and Hanna, 2014; 沈坤荣和金刚, 2018)。

<sup>32</sup> 我们也尝试选取  $[-15, 8]$ 、 $[-13, 9]$  和  $[-9, 9]$  的取值范围, 结论依然成立, 限于篇幅, 结果未报。

第（5）和（6）列）。此外，国务院在 1998 年批准实施了“两控区”政策<sup>33</sup>，这也可能导致基准结果有偏。因此，本文在第一步回归方程（16）中引入“两控区”政策哑变量（“两控区”地级市 1998 年及之后年份取值为 1，否则为 0；非“两控区”地级市均取值为 0），以控制该政策的影响。表 8 第（7）和（8）列显示，结论不变。污染通常具有外溢性且环境规制力度增强也可能引发企业迁移，从而可能导致基准结果有偏。为此，本文尝试剔除与处置组城市地理相邻的对照组城市样本<sup>34</sup>。由表 8 第（9）和（10）列可知，基准结论具有良好的稳健性。最后，本文也尝试在第一步回归中增加一组新的控制变量，包括财政收入（取自然对数）、财政支出（取自然对数）、城镇职工工资总额（取自然对数）和劳动人数与总人口的比值。与基准结果相比，新的结果没有明显变化（限于篇幅，结果未报）。

---

<sup>33</sup> “两控区”是指酸雨控制区和二氧化硫污染控制区。本文样本中有 127 个地级市属于“两控区”（其中 65 个也是环保重点城市）。本文也尝试剔除这些“两控区”地级市样本，但剔除样本较多，导致结果精度较差。

<sup>34</sup> 本文也尝试分别剔除与处置组城市地理距离小于 100、150 和 200 公里的对照组城市样本，结论不变。

表8 稳健性检验

变量	事件窗口范围 ( $p$ )				国家环保模范城市政策影响		“两控区”政策影响		剔除与处置组地理相邻的对照组城市	
	[-13,10]		[-14,8]		TFP 增长	GDP 增长	TFP 增长	GDP 增长	TFP 增长	GDP 增长
	TFP 增长	GDP 增长	TFP 增长	GDP 增长						
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	
国家环保重点城市政策	-0.0236** (0.0102)	-0.0527** (0.0193)	-0.0179 (0.0109)	-0.0551** (0.0221)	-0.0311** (0.0120)	-0.0342* (0.0192)	-0.0194 (0.0133)	-0.0524** (0.0203)	-0.0234* (0.0133)	-0.0541** (0.0248)
事件窗口时间趋势项	0.0029*** (0.0009)	0.0020 (0.0021)	0.0032*** (0.0008)	0.0029 (0.0019)	0.0039*** (0.0009)	0.0017 (0.0011)	0.0033*** (0.0010)	0.0023 (0.0015)	0.0029*** (0.0010)	0.0017 (0.0019)
国家环保重点城市政策×事件窗口时间趋势项	-0.0033** (0.0015)	0.0002 (0.0030)	-0.0061*** (0.0018)	-0.0008 (0.0037)	-0.0059*** (0.0021)	-0.0011 (0.0030)	-0.0045** (0.0020)	-0.0001 (0.0030)	-0.0046** (0.0020)	-0.0010 (0.0037)
5年政策效应	-0.0400*** (0.0114)	-0.0518** (0.0230)	-0.0485*** (0.0109)	-0.0593** (0.0225)	-0.0470*** (0.0162)	-0.0392* (0.0191)	-0.0420*** (0.0136)	-0.0526** (0.0202)	-0.0464*** (0.0135)	-0.0594** (0.0248)
样本量	23	20	22	19	24	21	24	21	24	21
$R^2$	0.4024	0.3973	0.5633	0.3792	0.5801	0.3348	0.3572	0.3412	0.4074	0.3845

注：汇报的是两步双重差分法第二步回归方程（19）的估计结果；其他注释与表4相同。

## 五、微观机理分析

上节考察了国家环保重点城市政策对地级市经济高质量增长的影响,本节进一步探究这一政策对企业 TFP 增长和要素配置效率的影响,就前文理论框架刻画的地方政府环境规制对经济高质量增长的微观作用机理进行检验。

### 1. 对企业 TFP 增长的影响

表 9 第 (1) 列给出国家环保重点城市政策对企业 TFP 增长影响的两步双重差分法第二步回归方程 (19) 的估计结果。结果表明,这一政策对企业 TFP 增长产生了显著的抑制作用,导致环保重点城市的企业 TFP 增长率 5 年累积下降了 4.18 个百分点(一步双重差分法的结果类似,见表 9 第 (2) 列)<sup>35</sup>。这得到了表 9 第 (3) — (6) 列结果的支持:环保重点城市政策对企业增加值增长和企业利润(取自然对数)的 5 年累积效应亦显著为负。进而,本文依据环保重点城市“城考”综合排名累计变化情况进行分组回归,来识别规制力度差异的影响。表 9 第 (7) — (10) 列显示,规制力度较小组的 5 年 TFP 增长效应显著为负,力度较大组的则为正值(统计上不显著)<sup>36</sup>。上述结果表明,地方政府环境规制对企业 TFP 增长也倾向于具有弱“U”型(近乎“L”型)影响,这为前文基于地级市宏观数据得到的结论(见表 4 和表 5)提供了良好的微观证据支持。

<sup>35</sup> 回归样本期为 1999—2007 年,故将处置组限定为 2004 年纳入环保重点城市的地级市(剔除此前的环保重点城市样本)以便能较好地进行平行趋势检验,将  $p$  范围设为 $[-5,3]$ 。检验(1999—2003 年为事前样本期,2000—2002 各年为虚拟政策实施年)表明,满足平行趋势条件。本文也针对  $p$  范围设定、国家环保模范城市政策、“两控区”政策和外溢性的影响作稳健性检验,结论不变。

<sup>36</sup> 依据的是 2005 年、2006 年和 2008 年环保重点城市“城考”综合排名:累计排名上升前 25%分位数的环保重点城市为规制力度较大组,其余为力度较小组。本文也尝试按照“城考”平均排名进行分组,结论不变。

表9 地方政府环境规制对企业TFP增长的影响

	企业TFP增长		企业增加值增长		企业利润（取自然对数）		企业TFP增长：规制力度的影响			
	两步双重差分法（第二步回归）	一步双重差分法	两步双重差分法（第二步回归）	一步双重差分法	两步双重差分法（第二步回归）	一步双重差分法	两步双重差分法（第二步回归）		一步双重差分法	
							排名上升靠前（力度较大）组	排名上升靠后（力度较小）组	排名上升靠前（力度较大）组	排名上升靠后（力度较小）组
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	
国家环保重点城市政策	-0.0365*** (0.0082)	-0.0353*** (0.0087)	-0.1179** (0.0300)	-0.1179*** (0.0225)	0.1596 (0.0948)	0.0196 (0.1111)	-0.0321 (0.0182)	-0.0350** (0.0111)	-0.0322** (0.0142)	-0.0329*** (0.0084)
事件窗口时间趋势项	0.0080*** (0.0018)	0.0083*** (0.0022)	0.0231** (0.0065)	0.0227*** (0.0054)	0.0382* (0.0161)	0.0400 (0.0246)	0.0009 (0.0045)	0.0093** (0.0024)	0.0008 (0.0033)	0.0097*** (0.0019)
国家环保重点城市政策×事件窗口时间趋势项	-0.0011 (0.0031)	-0.0012 (0.0033)	-0.0089 (0.0113)	-0.0128 (0.0102)	-0.1358*** (0.0338)	-0.1380*** (0.0416)	0.0092 (0.0069)	-0.0035 (0.0042)	0.0080* (0.0049)	-0.0036 (0.0030)
5年政策效应	-0.0418**	-0.0413**	-0.1624**	-0.1817***	-0.5194**	-0.6703***	0.0142	-0.0526**	0.0141	-0.0508***

	(0.0144)	(0.0187)	(0.0531)	(0.0533)	(0.1477)	(0.2411)	(0.0321)	(0.0196)	(0.0248)	(0.0143)
5 年效应差异检验 $p$ 值							0.0478**		0.1396	
企业固定效应		是		是		是			是	是
两位数行业×年固定效应		是		是		是			是	是
样本量	9	185912	9	185912	10	216427	9	9	138373	163491
$R^2$	0.8522	0.2548	0.8119	0.2083	0.7332	0.6989	0.4393	0.7848	0.2741	0.2419

注：两步双重差分法汇报的是第二步回归方程（19）的估计结果，第一步回归控制了地级市人口密度和人均 GDP（均取自然对数）以及企业固定效应和两位数行业×年固定效应（控制不随时间变化的企业个体特征的影响和行业层面随时间变化的共同冲击的影响），限于篇幅，结果未报。一步双重差分法控制了地级市人口密度和人均 GDP（均取自然对数）以及企业固定效应和两位数行业×年固定效应，小括号中数字为 cluster 到企业层面（被解释变量为企业变量，在企业层面变化）和地级市-年层面（核心解释变量即环保重点城市政策哑变量在地级市-年层面变化）的标准误。两组样本 5 年政策效应差异检验为邹至庄检验（原假设：两组系数不存在差异）。其他注释与表 4 相同。

## 2. 异质性效应

正如前文理论分析指出的，企业借贷约束在要素错配进而环境规制影响 TFP 增长的机理中扮演着重要作用——特别地，企业借贷约束越严重，环境规制对 TFP 增长的负影响倾向于越突出。为了就此进行检验，本文利用 Guariglia et al. (2011) 的方法，测算出每个样本企业的 CFS 指数： $CFS_i = \sum_{t=1}^T \left( \frac{Ca_{it}}{\sum_{t=1}^T Ca_{it}} \times As_{it} \right) - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T As_{it}$ ， $Ca_{it}$  和  $As_{it}$  分别为企业  $i$  在  $t$  年的现金流（净收入与折旧之和）与总资产的比值和总资产增长率， $T$  为样本期数。CFS 指数越大，意味企业的总资产增长对现金流的依赖性越大，企业借贷约束越严重。进而，本文将 CFS 指数大于样本 75% 分位数的企业归为借贷约束较大组，其余为约束较小组。表 10 第(1)和(2)列显示，借贷约束较大组的 5 年企业 TFP 增长效应显著为负且力度较大，约束较小组的则显著性较差且力度较小（一步双重差分法的结果类似）。这为前文理论分析刻画的作用机理提供了良好的证据支持，意味着缓解企业借贷约束有助于规避地方政府环境规制对经济高质量增长的不利影响。

表10 地方政府环境规制对企业TFP增长的异质性效应

变量	借贷约束较小组	借贷约束较大组	国有企业	非国有企业	高污染行业	低污染行业	市委书记年龄较小组	市委书记年龄较大组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
两步双重差分法（第二步回归）								
国家环保重点城市政策	-0.0381** (0.0125)	-0.0323** (0.0109)	-0.0019 (0.0103)	-0.0397** (0.0116)	-0.0401** (0.0122)	-0.0551** (0.0149)	-0.0300*** (0.0072)	0.0131 (0.0388)
事件窗口时间趋势项	0.0084** (0.0027)	0.0127*** (0.0023)	0.0006 (0.0021)	0.0104*** (0.0025)	0.0111*** (0.0029)	0.0061* (0.0029)	0.0075*** (0.0016)	-0.0328** (0.0083)
国家环保重点城市政策×事件窗口时间趋势项	-0.0008 (0.0047)	-0.0104* (0.0041)	-0.0028 (0.0039)	-0.0034 (0.0044)	-0.0044 (0.0048)	0.0081 (0.0052)	-0.0014 (0.0027)	0.0290 (0.0147)
5年政策效应	-0.0422 (0.0221)	-0.0845*** (0.0191)	-0.0157 (0.0179)	-0.0565** (0.0205)	-0.0621** (0.0221)	-0.0145 (0.0241)	-0.0370** (0.0128)	0.1322 (0.0687)
5年效应差异检验 p 值	0.0551*		0.0263**		0.0339**		0.0162**	
样本量	9	9	9	9	9	9	9	9

$R^2$	0.7325	0.8579	0.2910	0.8094	0.8142	0.7709	0.8605	0.8878
一步双重差分法								
国家环保重点城市政策	-0.0365*** (0.0110)	-0.0425*** (0.0146)	-0.0040 (0.0200)	-0.0383*** (0.0095)	-0.0399*** (0.0081)	-0.0584*** (0.0162)	-0.0260*** (0.0080)	-0.0090 (0.0382)
事件窗口时间趋势项	0.0087*** (0.0028)	0.0120*** (0.0031)	0.0004 (0.0035)	0.0096*** (0.0026)	0.0111*** (0.0019)	0.0095** (0.0039)	0.0079*** (0.0021)	-0.0198 (0.0134)
国家环保重点城市政策×事件窗口时间趋势项	-0.0007 (0.0041)	-0.0081 (0.0053)	-0.0012 (0.0079)	-0.0019 (0.0035)	-0.0032 (0.0030)	0.0061 (0.0069)	-0.0022 (0.0034)	0.0236 (0.0214)
5年政策效应	-0.0402* (0.0231)	-0.0832*** (0.0291)	-0.0101 (0.0379)	-0.0476** (0.0209)	-0.0560*** (0.0180)	-0.0281 (0.0382)	-0.0381*** (0.0139)	0.1088 (0.1175)
5年效应差异检验 p 值	0.3600		0.0348**		0.6322		0.0849*	
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
两位数行业×年固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	126644	45006	18601	150097	139116	27995	143591	10225
$R^2$	0.2418	0.2552	0.2784	0.2519	0.2445	0.2795	0.2741	0.4956

注：注释与表9相同。

其次, 本文将企业分为国有企业(包括国有、国有联营、国有独资公司以及国有经济处于绝对控股地位的股份合作和股份有限公司)与非国有企业(包括集体、民营、港澳台和外资企业), 来考察地方政府环境规制对不同所有制企业的影响差异。分组回归结果表明, 相较于其他所有制企业, 环保重点城市政策对国有企业 TFP 增长的抑制作用较弱(见表 10 第(3)和(4)列)。原因可能主要在于: 国有企业可获得更大的政策支持(如借贷支持), 故受到的冲击影响较弱。此外, 地方政府环境规制对污染性不同行业的冲击影响也可能有所不同: 相较于低污染行业, 高污染行业对污染排放的依赖性更大, 故受到的冲击影响可能更大。分组回归结果证实了这一点——与低污染行业相比, 环保重点城市政策对高污染行业企业 TFP 增长的 5 年负效应更为突出(见表 10 第(5)和(6)列)<sup>37</sup>。由此可见, 地方政府环境规制有助于遏制高污染行业的发展(进而有利于改善环境质量), 这为前文基于地级市污染数据得到的结论提供了良好的微观证据支持。

最后, 地方政府之所以在实践中会普遍忽视环境治理,(除了认知与发展理念偏差外)激励结构偏差(即以 GDP 增长为核心的晋升激励)亦在其中扮演了重要作用。为此, 本文依据所在地级市市委书记的年龄将样本企业分为两组: 市委书记年龄较小组(小于 57 岁)和年龄较大组(大于等于 57 岁)。Yan and Yuan (2020)的研究表明, 57 岁构成地级市市委书记升迁的重要年龄限制, 达到或超过这个年龄, 他们将很难获得升迁, 故晋升激励明显减弱<sup>38</sup>。表 10 第(7)和(8)列显示: 市委书记年龄较小组(即激励较强组)的 5 年政策效应显著为负, 年龄较大组(即激励较弱组)的则为正值(统计上不显著)。既然以 GDP 增长为核心的晋升激励越强, 地方政府越有可能采取较弱的环境规制力度, 因此上述结果与前文表 9 第(7) — (10)列的结果保持了良好的逻辑一致性。

### 3.要素配置效应

前文理论分析指出, 环境规制之所以会影响 TFP 增长进而经济高质量增长, 主要原因在于其会影响(企业间)要素配置效率<sup>39</sup>。为检验这一核心作用机理, 本文以地级市-行业(企

<sup>37</sup> 国务院于 2006 年公布的《第一次全国污染源普查方案》明确了 18 个重点工业污染源行业: 农副食品加工工业, 食品制造业, 饮料制造业, 纺织业, 皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业, 木材加工和木、竹、藤、草制品业, 造纸业和纸制品业, 石油、煤炭及其他燃料加工业, 化学原料和化学制品制造业, 医药制造业, 非金属矿物制品业, 黑色金属冶炼和压延加工业, 有色金属冶炼和压延加工业, 金属制品业, 通用设备制造业, 专用设备制造业, 交通运输设备制造业, 计算机及其他电子设备制造业。2010 年发布的《第一次全国污染源普查公报》表明, 这些行业的水污染物或气污染物排放量达到整个制造业排放量的 80%以上; 故将它们归为高污染行业, 其他为低污染行业。

<sup>38</sup> Jia et al. (2020) 采取同样做法捕捉地级市市委书记晋升激励的强弱。本文也尝试依据地级市市长的年龄按同样做法进行分组, 结论类似。地级市市委书记和市长的年龄数据来自新华网中国领导干部数据库。

<sup>39</sup> 正如前文指出的, 环境规制影响 TFP 增长的另一个潜在重要机制在于: 其可能会影响企业研发创新活动。本文也尝试利用工业企业数据, 考察环保重点城市政策对企业的 R&D 支出与增加值的比值、R&D 支出增长率(工业企业只有 2001—2003 年和 2005—2007 年的 R&D 支出数据)和新产品产值(取自然对

业间)要素配置效率(分别以企业的资本份额和劳动份额为权重)作为被解释变量。回归结果表明,国家环保重点城市政策显著降低了要素配置效率,导致环保重点城市的要素配置效率 5 年累积下降了 0.08(资本份额为权重,见表 11 第(1)列)和 0.06(劳动份额为权重,见表 11 第(2)列),分别相当于样本均值(见表 2)的 18.10%和 11.90%(一步双重差分法的结果类似)<sup>40</sup>。进而,本文依据环保重点城市“城考”综合排名累计变化进行分组回归,以识别规制力度差异的影响。表 11 第(3)—(6)列显示,地方政府环境规制对要素配置效率总体上具有弱“U”型(近乎“L”型)影响(依照平均排名的分组回归结论类似),这较好地验证了本文理论框架刻画的作用机理和核心理论推断。

---

数)的影响。两步和一步双重差分法的估计结果表明,影响都不显著,故地方政府环境规制对企业研发创新活动的影响倾向于较弱。

<sup>40</sup> 本文也考察了环保重点城市政策对进入、退出和在位企业 TFP 增长的影响。进入企业 TFP 增长,为进入后第一年较进入当年的 TFP 增长;退出企业 TFP 增长,为退出当年较前一年的 TFP 增长;为避免混淆,剔除存活期小于等于两年的企业样本——它们的 TFP 增长既为进入企业也为退出企业的 TFP 增长(Brandt et al., 2017)。结果表明:这一政策对进入和在位企业的 TFP 增长的 5 年效应显著为负,对退出企业 TFP 增长的影响不显著。正如前文理论分析指出的,这可能主要因为:地方政府环境规制削弱了企业自融资机制(体现在环保重点城市政策显著减少了进入和在位企业的现金流),导致生产率损失。

表 11 地方政府环境规制对要素配置效率的影响

变量	地级市-行业要素配置效率 (资本份额为权重)		地级市-行业要素配置效率 (资本份额为权重)		地级市-行业要素配置效率 (劳动份额为权重)	
	(1)	(2)	排名上升靠前 (规制力度较大) 组	排名上升靠后 (规制力度较小) 组	排名上升靠前 (规制力度较大) 组	排名上升靠后 (规制力度较小) 组
			(3)	(4)	(5)	(6)
两步双重差分法 (第二步回归)						
国家环保重点城市政策	-0.0287 (0.0164)	-0.0258** (0.0080)	0.0116 (0.0249)	-0.0311* (0.0148)	-0.01497 (0.0093)	-0.0286** (0.0079)
事件窗口时间趋势项	0.0113*** (0.003)	0.0091*** (0.0013)	0.0092** (0.0025)	0.0087** (0.0025)	0.0080*** (0.0013)	0.0070*** (0.0017)
国家环保重点城市政策×事件窗口时间趋势项	-0.0102 (0.0055)	-0.0076** (0.0027)	-0.0123 (0.0080)	-0.0077 (0.0052)	0.0015 (0.0031)	-0.0069* (0.0030)
5年政策效应	-0.0797** (0.0236)	-0.0637*** (0.0116)	-0.0497* (0.0246)	-0.0695** (0.0230)	-0.0075 (0.0127)	-0.0630*** (0.0140)
5年效应差异检验 p 值			0.5821		0.0160**	
样本量	10	10	10	10	10	10
R <sup>2</sup>	0.7971	0.9139	0.8453	0.7254	0.9523	0.8630
一步双重差分法						
国家环保重点城市政策	-0.0388** (0.0194)	-0.0362** (0.0165)	-0.0156 (0.0383)	-0.0328 (0.0216)	-0.0161 (0.0340)	-0.0411** (0.0180)
事件窗口时间趋势项	0.0113** (0.0043)	0.0091** (0.0038)	0.0093** (0.0044)	0.0080* (0.0047)	0.0080** (0.0037)	0.0090** (0.0038)

国家环保重点城市政策×事件窗口时 间趋势项	-0.0103 (0.0073)	-0.0068 (0.0064)	-0.0061 (0.0138)	-0.0071 (0.0083)	0.0022 (0.0134)	-0.0088 (0.0069)
5 年政策效应	-0.0903** (0.0396)	-0.0704** (0.0355)	-0.0462 (0.0627)	-0.0684 (0.0447)	-0.0050 (0.0585)	-0.0849** (0.0375)
5 年效应差异检验 p 值			0.4273		0.0911*	
两位数行业×地级市固定效应	是	是	是	是	是	是
两位数行业×年固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	38490	38490	34342	36019	34342	36019
$R^2$	0.6764	0.6654	0.7132	0.6702	0.6755	0.6658

注：两步双重差分法第一步回归控制了地级市人口密度和人均 GDP（均取自然对数）以及两位数行业×地级市固定效应和两位数行业×年固定效应（控制不随时间变化的不同地级市各行业个体特征的影响和行业层面随时间变化的共同冲击的影响），限于篇幅，结果未报。一步双重差分法控制了地级市人口密度和人均 GDP（均取自然对数）以及两位数行业×地级市固定效应和两位数行业×年固定效应，小括号中数字为 cluster 到地级市-行业层面（被解释变量即地级市-行业要素配置效率在地级市-行业层面变化）和地级市-年层面（核心解释变量即环保重点城市政策哑变量在地级市-年层面变化）的标准误。其他注释与表 9 相同。

## 六、结论与政策建议

长期困扰中国环境治理的难题在于：地方政府的认知与发展理念存在偏差，普遍将环境保护与经济增长割裂对立起来，未能有效贯彻落实中央环保政策，致使地方环境治理成效不彰。那么，地方政府环境规制与经济高质量增长能否实现“鱼与熊掌”兼得？深入厘清这一问题不仅具有良好的理论意义，对于完善地方环境治理，实现环境保护与经济高质量增长的协同共进，推进中国式现代化亦至关重要。本文以国家环保重点城市政策为契机，从要素配置视角建构一个相对统一的分析框架，考察了地方政府环境规制对经济高质量增长的影响、作用机理及其蕴含的理论内涵。

研究表明，地方政府环境规制在总体有利于遏制环境污染、改善环境质量的同时，对经济高质量增长倾向于具有弱“U”型（近乎“L”型）影响，体现在：国家环保重点城市政策对地级市 TFP 增长产生了显著的抑制作用，导致环保重点城市（相较于其他地级市）的 TFP 增长率 5 年累积下降了 4.39 个百分点；但随着环境规制力度增加，这一不利影响明显减弱、趋于消失。基于工业企业数据的分析得到了类似结果，为这一结论提供了良好的微观证据支持；且亦发现，缓解企业借贷约束有助于规避地方政府环境规制对经济高质量增长的不利影响。因此，地方政府环境规制与经济高质量增长并非割裂对立的，而是可以较好地实现“鱼与熊掌”兼得。进一步的检验表明，这主要归因于要素配置机制在其中发挥了重要作用——地方政府环境规制会影响企业的产出增长和利润增加，进而影响企业的自融资机制，从而对要素配置效率总体上亦具有弱“U”型（近乎“L”型）影响。上述结论对于新时代全面贯彻落实新发展理念，完善地方环境治理体系，推进中国式现代化具有良好启示。

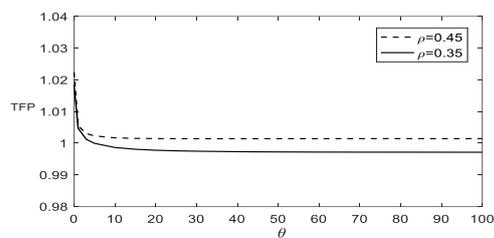
首先，在一个多级政府框架下，地方政府因信息与管理等优势而往往构成环境治理政策的主要实施主体，这在中国这样一个地域辽阔、国情复杂的发展中国家愈发突出。就本文的研究来看，新时代推进人与自然和谐共生的中国式现代化的关键在于：进一步持续强化新发展理念的贯彻践行，促使地方政府深刻认识到“绿水青山就是金山银山”，切实转变发展理念，更好地发挥主体积极性，将地方环境治理与经济高质量增长有机统一融合起来——这也正是“两山”理论的重要意义之所在（习近平，2018），亦是中国式现代化的本质要求。

其次，就本文的研究来看，中国地方政府环境规制力度总体上尚处于“U 型”曲线的左端。今后应进一步强化地方政府环境保护的硬性约束，促使地方政府采取更为严格、更大力度的环境规制措施，以有效跨越拐点，更好地实现环境保护与经济高质量增长的协同共进。同时，应持续推进市场化改革，有效消除要素配置障碍，也应持续深化金融体系改革，有效缓解中

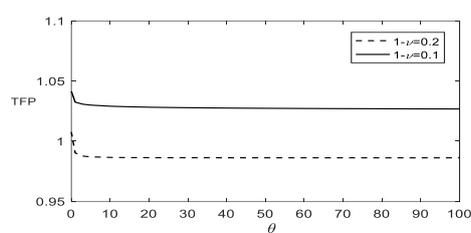
小企业借贷约束，更好地规避地方政府环境规制对经济高质量增长的不利影响。

最后，十八大以来，中央持续推进地方环境治理体系改革，如 2015 年 8 月颁布了《环境保护督察方案（试行）》，2016 年 9 月颁布了《关于省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度改革试点工作的指导意见》等。这是中央为压实地方政府环境治理主体责任、完善地方环境治理体系而采取的一系列重大举措，本质上与国家环保重点城市政策一脉相承。就本文的研究来看，这有利于改变地方政府环境治理不力的局面，破解地方环境治理低效难题。今后应进一步持续优化完善地方政府激励结构（尤其应增加环境保护相关的地方官员绩效考核指标及其权重）和地方环境治理监督体制机制，有效约束地方政府的机会主义行为，推进人与自然和谐共生的中国式现代化。

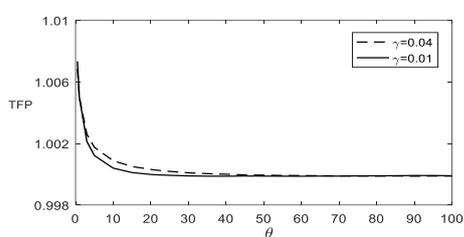
### 附录：模拟分析稳健性检验



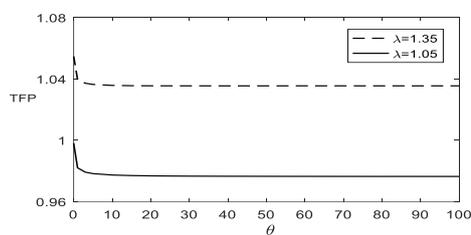
(a) 贴现率( $\rho$ )



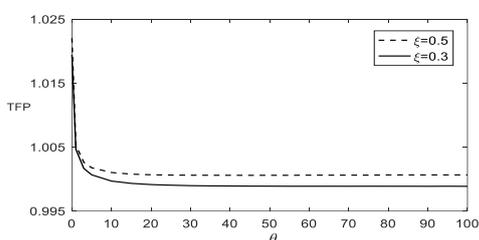
(b) 污染排放产出弹性( $1-\nu$ )



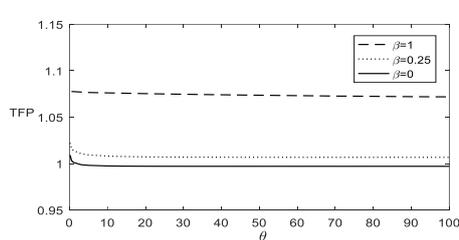
(c) 环境质量生产外部性参数( $\gamma$ )



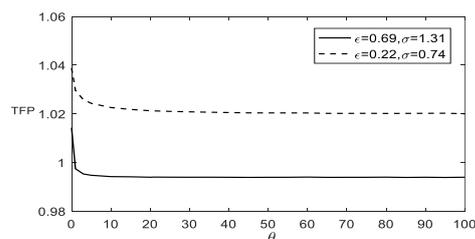
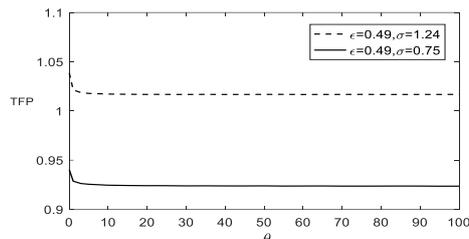
(d) 信贷约束参数( $\lambda$ )



(e) 存贷利差参数( $\xi$ )



(f) 规制参数( $\beta$ )

(g) 企业家生产率分布参数( $\varepsilon$  和  $\sigma$ )(h) 企业家生产率分布参数( $\varepsilon$  和  $\sigma$ )**图 A1 模拟分析稳健性检验：改变模型核心参数取值**

注：图 A1 (g) 对应于企业对数 TFP 的 AR (1)过程的自相关系数分别取值为 0.50 和 0.80 的情形，图 A1 (h) 对应于 AR (1)过程的残差标准差分别取值为 0.75 和 1.25 的情形。

### 参考文献:

- [1] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. 统计研究, 2016, 33(3):53-62.
- [2] 陈诗一. 中国的绿色工业革命:基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J]. 经济研究, 2010, 45(11):21-34.
- [3] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, (2):20-34.
- [4] 陈诗一, 张建鹏, 刘朝良. 环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据[J]. 金融研究, 2021(09):51-71.
- [5] 陈素梅, 何凌云. 环境、健康与经济增长:最优能源税收收入分配研究[J]. 经济研究, 2017, (4):120-134.
- [6] 董直庆, 王辉. 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应[J]. 中国工业经济, 2019, (1):100-118.
- [7] 戴魁早, 骆著函. 环境规制、政府科技支持与工业绿色全要素生产率[J]. 统计研究, 2022, 39(4):49-63.
- [8] 邓玉萍, 王伦, 周文杰. 环境规制促进了绿色创新能力吗?——来自中国的经验证据[J]. 统计研究, 2021, 38(7):76-86.
- [9] 范子英, 赵仁杰. 法治强化能够促进污染治理吗?——来自环保法庭设立的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(3):21-37.
- [10] 盖庆恩, 朱喜, 程名望, 史清华. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J]. 经济研究, 2015, (5):61-75.

- [11] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(3):147-160.
- [12] 韩超, 张伟广, 冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. 中国工业经济, 2017, (4):115-134.
- [13] 韩超, 桑瑞聪. 环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升[J]. 中国工业经济, 2018(2):43-62.
- [14] 韩超, 王震, 田蕾. 环境规制驱动减排的机制: 污染处理行为与资源再配置效应[J]. 世界经济, 2021, (8):82-105.
- [15] 何凌云, 祁晓凤. 环境规制与绿色全要素生产率——来自中国工业企业的证据[J]. 经济动态, 2022(6):97-114.
- [16] 何劭玥. 党的十八大以来中国环境政策新发展探析[J]. 思想战线, 2017, 43(1):93-100.
- [17] 贾俊雪. 公共基础设施投资与全要素生产率:基于异质企业家模型的理论分析[J]. 经济研究, 2017, (2):4-19.
- [18] 李蕾蕾, 盛丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J]. 中国工业经济, 2018(7):136-154.
- [19] 李力行, 黄佩媛, 马光荣. 土地资源错配与中国工业企业生产率差异[J]. 管理世界, 2016, (8):86-96.
- [20] 李玲, 陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济, 2012(5):70-82.
- [21] 李鹏升, 陈艳莹. 环境规制、企业议价能力和绿色全要素生产率[J]. 财贸经济, 2019, 40(11):144-160.
- [22] 李树, 陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例[J]. 经济研究, 2013, (1):17-31.
- [23] 李永友, 沈坤荣. 我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J]. 管理世界, 2008(7):7-17.
- [24] 刘志彪, 凌永辉. 结构转换、全要素生产率与高质量发展[J]. 管理世界, 2020, 36(7):15-29.
- [25] 孟晓艳, 王瑞斌, 张欣, 李健军, 李钢. 2006—2010 年环保重点城市主要污染物浓度变化特征[J]. 环境科学研究, 2012, (6):622-627.
- [26] 牛欢, 严成樑. 环境税收、资源配置与经济高质量发展[J]. 世界经济, 2021, 44(9):28-50.

- [27] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12):129-143.
- [28] 祁毓, 卢洪友, 张宁川. 环境规制能实现“降污”和“增效”的双赢吗——来自环保重点城市“达标”与“非达标”准实验的证据[J]. 财贸经济, 2016(9):126-143.
- [29] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 陈晓红. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5):5-23.
- [30] 沈坤荣, 金刚. 中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J]. 中国社会科学, 2018, (5):92-115.
- [31] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济, 2021(2):136-154.
- [32] 王班班, 齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J]. 中国工业经济, 2016(6):91-108.
- [33] 王兵, 刘光天. 节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济, 2015(5):57-69.
- [34] 王勇, 李雅楠, 俞海. 环境规制影响加总生产率的机制和效应分析[J]. 世界经济, 2019, (2):97-121.
- [35] 魏正明. 国家在“十五”期间将增加环境保护重点考核城市[J]. 上海环境科学, 1999, (11):29.
- [36] 习近平. 习近平谈治国理政[M], 北京: 北京外文出版社, 2018。
- [37] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12):178-196.
- [38] 徐彦坤, 祁毓. 环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J]. 财贸经济, 2017, 38(6):147-161.
- [39] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, (2):61-74.
- [40] 尹恒, 张子尧. 产品市场扭曲与资源配置效率: 异质性企业加成率视角[J]. 经济研究, 2021, 56(11):119-137.
- [41] 余泳泽, 孙鹏博, 宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J]. 经济研究, 2020, 55(8):57-72.
- [42] 张成, 陆旸, 郭路, 于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011, (2):113-124.
- [43] 张军扩, 侯永志, 刘培林, 何建武, 卓贤. 高质量发展的目标要求和战略路径[J]. 管理

- 世界, 2019, 35(7):1-7.
- [44] 张琦, 邹梦琪. 环境治理垂直改革的效果、基层机制与影响因素[J]. 经济研究, 2022, 57(8):172-190.
- [45] 赵阳, 沈洪涛, 刘乾. 中国的边界污染治理——基于环保督查中心试点和微观企业排放的经验证据[J]. 经济研究, 2021, 56(7):113-126.
- [46] Achdou, Y., J. Han, J. M. Lasry, P. L. Lions, and B. Moll. Income and Wealth Distribution in Macroeconomics: A Continuous-Time Approach[J]. *Review of Economic Studies*, 2022, 89(1): 45-86.
- [47] Andersen, D. C. Accounting for Loss of Variety and Factor Reallocations in the Welfare Cost of Regulations[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88(3): 69-94.
- [48] Bai, C., C. Hsieh, and Y. Qian. The Return to Capital in China[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2006, 2: 61-88.
- [49] Bartelsman, E., J. Haltiwanger, and S. Scarpetta. Cross-Country Difference in Productivity: The Role of Allocation and Selection[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(1): 305-334.
- [50] Bella, G., and P. Mattana. Policy Implications in an Environmental Growth Model with a Generalized Hotelling Depletion of Non-renewable Resources[J]. *Journal of Environmental Economics and Policy*, 2019, 8(2): 179-192.
- [51] Blackman, A., Z. Y. Li, and A. A. Liu. Efficacy of Command-and-Control and Market-based Environmental Regulation in Developing Countries[J]. *Annual Review of Resource Economics*, 2018, 10(1): 381-404.
- [52] Bosworth, B., and S. M. Collins. Accounting for Growth: Comparing China and India[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2008, 22(1): 45-66.
- [53] Bovenberg, A. L., and S. Smulders. Environmental Quality and Pollution-augmenting Technological Change in a Two-sector Endogenous Growth Model[J]. *Journal of Public Economics*, 1995, 57(3): 369-391.
- [54] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [55] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(9): 2784-2820.

- [56] Cai, H., and Q. Liu. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. *Economic Journal*, 2009, 119(4): 764-795.
- [57] Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu. Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 73-85.
- [58] Chen, Z., M. E. Kahn, Y. Liu, and Z. Wang. The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018,(88):468-485.
- [59] Copeland, B. R., and M. S. Taylor. North-South Trade and the Environment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(3): 755-787.
- [60] Fullerton, D., and G. Heutel. The General Equilibrium Incidence of Environmental Mandates[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2010, 2(3): 64-89.
- [61] Greenstone, M., and R. Hanna. Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(10): 3038-3072.
- [62] Grossman, G. M., and A. B. Krueger. Economic Growth and the Environment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 353-377.
- [63] Groth, C., and P. Schou. Growth and Non-renewable Resources: The Different Roles of Capital and Resource Taxes[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2007, 53(1): 80-98.
- [64] Guariglia, A., X. Liu, and L. Song. Internal Finance and Growth: Microeconomic Evidence on Chinese Firms[J]. *Journal of Development Economics*, 2011, 96(1): 79-94.
- [65] Halliru, A. M., N. Loganathan, and A. A. Golam Hassan, et al. Re-Examining the Environmental Kuznets Curve Hypothesis in the Economic Community of West African States: A Panel Quantile Regression Approach[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020,(276):124247.
- [66] Hsieh, C., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [67] Jia, J., S. Ding, and Y. Liu. Decentralization, Incentives, and Local Tax Enforcement[J]. *Journal of Urban Economics*, 2020, 115, 103225.
- [68] Kesidou, E., Lichao, Wu. Stringency of Environmental Regulation and Eco-innovation: Evidence from the Eleventh Five-Year Plan and Green Patents[J]. *Economics Letters*, 2020 (190):

- 109090.
- [69] Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [70] Li, Z., and J. Sun. Emission Taxes and Standards in a General Equilibrium with Entry and Exit[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2015, 61: 34-60.
- [71] Moll, B. Productivity Losses from Financial Frictions: Can Self-Financing Undo Capital Misallocation?[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(10): 3186-3221.
- [72] Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [73] Ozokcu, S., and O. Ozdemir. Economic Growth, Energy, and Environmental Kuznets Curve[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2017,(72): 639-647.
- [74] Porter, M. E., and C. Lind. Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economics Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [75] Schou, P. Polluting Non-Renewable Resources and Growth[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2000, 16(2): 211-227.
- [76] Shapiro, J. S., and R. Walker. Why is Pollution from U.S. Manufacturing Declining? The Roles of Environmental Regulation, Productivity, and Trade[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(12): 3814-3854.
- [77] Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti. Growing Like China[J]. *American Economic Review*, 2011, 101(1): 196-233.
- [78] Stock, J. H., and M. W. Watson. *Introduction to Econometrics*[M]. Addison-Wesley, Boston, 2011.
- [79] Tombe, T., and J. Winter. Environmental Policy and Misallocation: The Productivity Effect of Intensity Standards[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015, 72: 137-163.
- [80] Wang, J. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities[J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 101(1): 133-147.
- [81] Wang, Can., Y. Yang, and J. Zhang. China's Sectoral Strategies in Energy Conservation and Carbon Mitigation[J]. *Climate Policy*, 2015, 15(S1): 60-80.
- [82] Yan, Y., and C. Yuan. City Administrative Level and Municipal Party Secretaries' Promotion:

Understanding the - Logic of Shaping Political Elites in China[J]. *Journal of Contemporary China*, 2020, 29(122): 266285.

[83] Zheng, H., S. Wu, Y. Zhang, and Y. He. Environmental Regulation Effect on Green Total Factor Productivity in the Yangtze River Economic Belt[J]. *Journal of Environmental Management*, 2023,(325): 116465.

**Local Environmental Regulation and High-quality  
Economic Growth:  
Can You Have Your Cake and Eat It**  
——A Quasi-Experimental Study of National Prioritized City Policy  
of Environmental Protection

JIA Jun-xue<sup>1,2</sup>, Luo Li-heng<sup>3</sup>, Gu Jia<sup>4</sup>

(1. School of Finance, Renmin University of China;

2. China Financial Policy Research Center, Renmin University of China;

3. Institute of Ecology and Sustainable Development, Shanghai Academy of  
Social Sciences;

4. Taikang Life Insurance Co., Ltd)

**Abstract:** This paper uses the national prioritized city policy of environmental protection to analyze the impact of local environmental regulation on high-quality economic growth by constructing a relatively uniform theoretical framework from the perspective of resource allocation. The results show that environmental regulation of local government plays a positive role in curbing environmental pollution in general and has a weak U-type (nearly L-type) effect on high-quality economic growth: the policy significantly depresses the total factor productivity growth of prefecture-level cities, however, this negative effect tends to weaken and vanish gradually as the intensity of environmental regulation increases. Empirical study on manufacturing firm gives supportive microcosmic evidence. An important transmission channel is that local environmental regulation affects the self-financing mechanism and thus credit constraint of enterprises, leading to a weak U-type relationship between environmental regulation and efficiency of resource allocation.

**Keywords:** local environmental regulation; national prioritized city policy of environmental protection; resource allocation; total factor productivity growth; high-quality economic growth

**JEL Classification:** H70 O13 O47

# 财政转移支付的资本化与福利分化效应

马光荣

中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心

孟源祎

中国人民大学财政金融学院

**内容摘要：**转移支付不仅增加地区公共品、直接提升地区居民总体福利，还通过资本化效应对居民福利产生间接的分化影响，导致财政资金难以惠及欠发达地区的低收入人群，不利于缩小当地居民的收入与财产差距。本文构建理论模型论证了转移支付的资本化效应及其福利分化影响，并且得出转移支付资本化效应的高低受到地区住房供给弹性和人口流动性的影响。本文随后基于市级层面数据，检验得到转移支付对地区房价的提升效应。同时发现，地区住房供给弹性越小、人口流动性越大，转移支付的资本化效应越强，对居民福利的分化影响也就越大。本文的研究表明，为了更好地发挥转移支付制度促进共同富裕的作用，应该同步加大住房供给、增加保障性住房建设，减轻转移支付的资本化程度。同时，在区域导向的转移支付之外，完善以低收入人群为直接扶助对象的精准转移支付政策。

**关键词：**转移支付 居住成本 资本化 福利分化

## 一、引言

1994 年分税制改革以来，中央与地方政府之间的财力分配格局发生了重大变化，形成了“收入向中央集中，支出向地方下沉”的格局，相应地，中央对地方转移支付规模不断扩大。同时，转移支付在分配上越来越向中西部欠发达地区倾斜，成为促进公共服务均等化和区域均衡发展的重要政策工具之一。国务院 2014 年发布的《关于改革和完善中央对地方转移支付制度的意见》也指出，转移支付制度以推进地区间基本公共服务均等化为主要目标，要进

一步提高转移支付的均等化力度。在新时代扎实推进共同富裕的进程中，转移支付的调节作用举足轻重。

转移支付增加欠发达地区公共品提供，直接提升当地居民的总体福利，缩小与发达地区的公共服务差距。但是从推进共同富裕的角度，转移支付最应该惠及的是欠发达地区的低收入人群，缩小欠发达地区内部的居民收入与财富差距。本文提出，转移支付通过资本化效应，对当地居民福利产生间接的分化效应，导致财政资金难以惠及欠发达地区的低收入人群，不利于缩小当地居民的收入与财富差距。

本文首先构建理论模型，阐明转移支付的资本化和福利分化效应。转移支付不论用于增加民生性还是生产性公共品，都会提升城市吸引力、促进人口流入或减缓人口流出，进而提高当地住房需求。由于土地与住房供给存在约束，转移支付将导致当地房地产价格上涨和房租价格上涨。这一过程意味着转移支付最终被资本化到房租和房价中，并进而对不同居民福利产生分化效应：在初期持有更多房产的居民，因房价上涨会更大幅度上受惠于转移支付。无房家庭则因居住成本上升而福利受损。转移支付资本化程度的高低，取决于当地住房供给弹性和人口流动性高低。当地住房供给弹性越小、人口流动性越高，转移支付的资本化效应越强、福利分化效应也就越大。

随后，本文利用我国市级层面数据，对转移支付的资本化效应进行实证检验。实证结果发现，转移支付显著提升了城市房价。通过计算得到，转移支付的资本化率在 0.3 左右，意味着上级给予当地的转移支付有 30% 资本化到了房价中。同时，与理论模型的推断一致，住房供给弹性越小、人口流动性越强，转移支付的资本化效应就越大，进一步地，对居民福利产生的分化效应也就越大。实证部分还检验了转移支付产生资本化效应的机制，转移支付会提升地方公共品水平，从而带来人口流入、增加住房需求。

转移支付对居民福利产生的分化效应，导致转移支付不利于缩小收入与财产差距。因此从促进共同富裕、真正惠及低收入人群的目标上，在利用转移支付改善落后地区公共服务的同时，还应该采取以下措施，防止转移支付过度资本化：第一，加大住宅用地供给，让土地供给的增加匹配人口流入的增加，削弱转移支付的资本化效应。第二，加大对房地产市场的调控，抑制投资投机性房产购置需求，加大保障性住房的建设，让低收入家庭免受转移支付资本化效应的不利影响。第三，除了以地区为目标对象的政府间转移支付外，还应该建立直接以人为目标对象的对居民转移支付，加大对欠发达地区低收入人群的精准帮扶。以地区为目标对象的政府间转移支付用于提供教育、医疗、基础设施等地区居民普遍可享受的公共服务，以人为目标对象的对居民转移支付，主要用于完善社会保障制度，体现精准性、直达性。

本文以下部分的结构安排如下：第二部分介绍制度背景，对已有文献进行评述，第三部分构建理论模型，分析转移支付的资本化和福利分化效应；第四部分介绍本文的实证策略和所用数据；第五至七部分报告实证结果；第八部分是结论与政策启示。

## 二、 制度背景与文献评述

### （一） 制度背景

中国真正意义上的转移支付制度是从 1994 年“分税制”改革后才建立起来的。在 1994 年之前的财政体制下，中央对地方的转移支付数额极小，中央与地方政府的财政支出几乎就等于各自的自有财政收入。例如，1991 年中央对地方转移支付仅为 64.5 亿元，占中央财政收入的比重不足 4%（范子英，2011）。“分税制”改革大幅提高了中央财政收入占全国财政收入的比重。但是，地方政府仍然承担着较多的事权与支出责任。为了弥补地方财政收入远低于支出责任的缺口，中央财政逐步加大对地方转移支付的力度<sup>41</sup>，地方总财力依赖于转移支付的比重也逐年提高，从 1994 年的 12.6% 上升到了 2019 年的 38.2%（见图 1）。

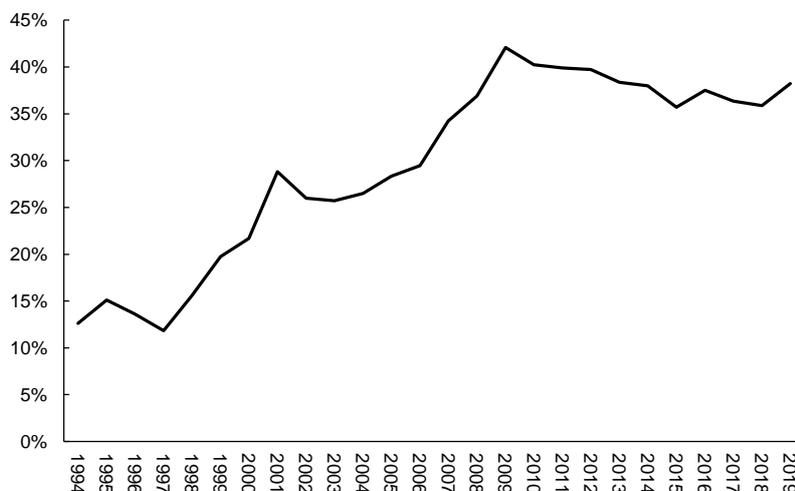


图 1 1994-2019 年中央转移支付占地方总财力的比重

注：地方总财力=地方本级财政收入+上年结余+中央税收返还和转移支付-地方上解；中央转移支付=中央对地方一般性转移支付+中央对地方专项转移支付。

数据来源：《中国财政年鉴》、《地方财政统计资料》、财政部网站。

转移支付不仅缓解了地方政府财权和事权不匹配，也是缩小地区间横向财力差距、促进

<sup>41</sup> 分税制改革之初，中央给予地方大量的税收返还，由于税收返还是实施分税制改革时中央与地方妥协的一种产物，它与一般意义上的转移支付存在很大的差别，因此，本文所指的转移支付均不包含税收返还。税收返还以“保基数”为主，因此随着时间的推移，税收返还的相对数额逐渐降低，到 2012 年税收返还占地方总财力的比重仅为 4.8%。

地区间基本公共服务均等化和经济均衡发展的重要政策工具。1994 年以来，转移支付不仅在规模上不断增加，在结构上也发生着变化。近年来，中央不断提高一般性转移支付的比重，清理、整合、规范专项转移支付，通过均等性更强的一般性转移支付来促进地区间财力和公共服务均等化。图 2 展示了各省份 2019 年财政支出依赖于中央转移支付的比例。从中可见，转移支付在分配上更明显地向欠发达地区倾斜。

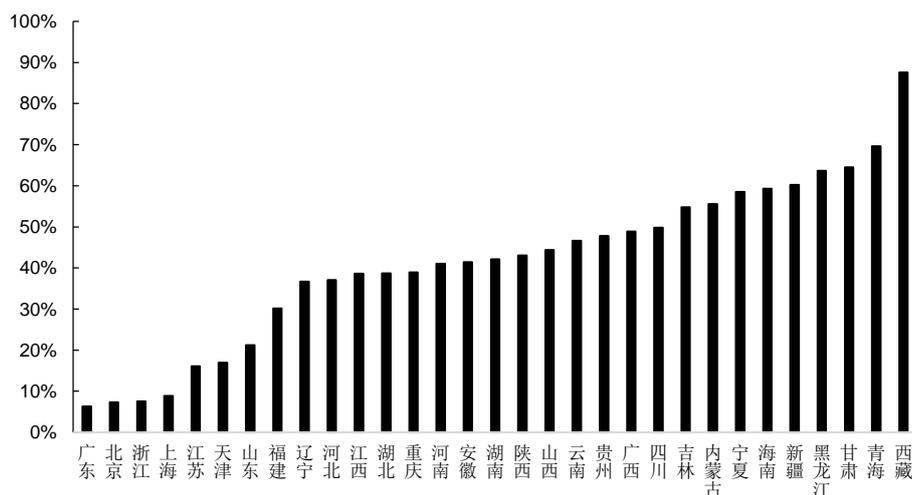


图 2 各省份 2019 年财政支出依赖于中央转移支付的比例

数据来源：《中国财政年鉴》。

## （二）文献评述

从既有文献来看，有关转移支付经济效应的研究主要包括以下四个方面：

一是测算转移支付对地区间财力均等化的影响。财政转移支付的一个重要目的是促进地方政府间横向财力均衡，从而促进公共服务提供的均等化。多数研究基于省级数据或县级数据，发现尽管一般性转移支付可以缩小财力不均等，但税收返还和专项转移支付却扩大了财力不均等（贾晓俊和岳希明，2012；尹恒等，2007）。但是总的来讲，落后地区财力依赖于上级转移支付的比重远远高于发达地区，转移支付在这个意义上仍是向财力缺口较大的地区倾斜的（尹恒和朱虹，2009）。近年来，尤其是 2014 年国务院出台《关于改革和完善中央对地方转移支付制度的意见》以来<sup>42</sup>，明确了转移支付制度以推进地区间基本公共服务均等化为主要目标，一般性转移支付比重逐渐提高，转移支付的均等化程度明显提升。

二是转移支付对地方财政支出和公共品提供的影响。转移支付使落后地区的地方政府有

<sup>42</sup> 意见指出，要“逐步推进转移支付制度改革，形成以均衡地区间基本财力、由地方政府统筹安排使用的一般性转移支付为主体，一般性转移支付和专项转移支付相结合的转移支付制度”。

更多的财力用于提供公共品,从而最终有助于推进公共服务均等化,但其前提条件取决于地方政府将转移支付资金多大程度上用于提供公共品。郭庆旺和贾俊雪(2008)、付文林和沈坤荣(2012)、尹恒和朱虹(2011)、李永友和张子楠(2017)发现转移支付刺激了县级财政生产性支出的扩张。毛捷等(2012)、尹振东和汤玉刚(2016)和范子英(2020)发现转移支付在促进民生性公共品提供上也具有明显的作用。此外,也有一些研究发现转移支付扩大了地方财政供养人员规模和行政管理支出规模,挤出了公共品的供给(袁飞等,2008)。

三是转移支付对地方政府征税努力的影响。这类研究认为,地方政府会将上级政府给予的转移支付补助作为地方财政收入的替代,从而降低对本地税源的征收力度,导致转移支付原本具有的弥补地方财力缺口的作用大打折扣,不利于增强地方自身的“造血能力”。乔宝云等(2006)和李永友(2015)分别利用省级和县级数据,发现转移支付对地方征税努力程度都产生了负面影响。胡祖铨等(2013)将转移支付重新划分为税收返还、均等性质转移支付和配套性质转移支付,发现只有均等性质转移支付会降低税收努力。

四是转移支付的地区经济增长效应。转移支付直接地缩小地区间政府的财力差距,但只有通过促进落后地区经济增长,提升其内生增长动力,才能从根本上促进地区间均衡发展。马拴友和于红霞(2003)、范子英和张军(2010)利用省级数据考察了转移支付对经济增长的作用,发现转移支付并未促进地区经济收敛。马光荣等(2016)利用县级数据,发现一般性和专项转移支付资金对地方经济增长都有正向作用,但是由于一般性转移支付具有更高的财力均等化程度,对地方政府发展经济产生负向激励,因此一般性转移支付拉动经济增长的效果弱于专项转移支付。

总结来看,已有文献重点研究了转移支付多大程度上帮助落后地区弥补财力缺口、促进公共品提供和推动经济发展,这些效应直接关系到转移支付制度在缩小地区差距、促进社会公平、推进共同富裕上的作用。但是,已有文献都未关注转移支付的资本化效应,以及由此而产生的福利分化效应。本文的理论与实证结果表明,转移支付会资本化到房价中,如果忽略了这一结果,会对转移支付促进社会公平的效果评估产生偏差。转移支付原本的政策目标是惠及欠发达地区的低收入人群,但是资本化效应的存在,提高了这一人群的居住成本,不利于提升这一人群的福利,也扩大了当地居民的收入与财富差距。在国外文献中,对于转移支付资本化效应的研究也并不多,Hilber et al.(2011)和 Allers & Vermeulen(2016)分别使用英国和荷兰的数据,发现转移支付高度资本化到房价中<sup>43</sup>。本文与这两篇文章的不同之处

<sup>43</sup> Oates(1969)很早就提出政府的公共教育支出至少会部分资本化到房价中。随后的许多实证研究证明了这一观点(Ross & Yinger, 1999; Palmon & Smith, 1998; Bradbury et al., 2001; Hilber & Mayer, 2009)。

在于：(1) 本文构建了一个理论模型，论证了转移支付资本化的作用机制；(2) 本文进一步阐述了转移支付资本化对居民福利的分化效应，论述了转移支付资本化对促进共同富裕的不利影响；(3) 从理论和实证两个方面，本文论证了转移支付资本化程度取决于当地住房供给弹性和人口流动性。

### 三、 理论分析

#### (一) 基准理论模型

地方政府在获得转移支付后，有更充足的财力用于公共品的提供，从而提升当地居民福利。但与此同时，转移支付促进人口流入（或减缓人口流出）、增加住房需求，从而产生资本化效应，进而对当地居民福利产生间接的影响。本文在 Kline & Moretti (2014) 思路基础上，构建理论模型阐明转移支付的资本化效应，及其对居民福利产生的分化效应。

假设一国存在 a 和 b 两个城市，居民可以在 a 和 b 两市之间自由选择居住地，每个居民无弹性地提供一单位劳动并居住一单位住房，可以将居民效用函数设为如下线性形式：

$$U_{ic} = w_c - r_c + P_c - t + e_{ic} \quad (1)$$

$U_{ic}$  是城市 c (c=a,b) 居民 i 的效用， $w_c$  是城市 c 的工资， $r_c$  是城市 c 的居住成本， $P_c$  是城市 c 地方政府提供的公共品，t 是一次总付税，假设两个城市的一次总付税相同。 $e_{ic}$  是居民 i 对于城市 c 的个体偏好，每个居民对各城市的个体偏好存在差异。由 (1) 式可见，居民 i 居住在城市 c 的效用由两部分组成：一部分来自于城市层面的整体状况，定义为  $v_c \equiv w_c - r_c + P_c - t$ ，这取决于城市层面工资水平、公共品水平、居住成本和税收；另一部分来自于居民的个体偏好  $e_{ic}$ ，反映了居民 i 对于城市 c 的“钟爱程度”。 $e_{ic}$  服从 I 型极值分布，尺度参数为 s。因此，城市 a 和 b 的居民特定偏好的差异服从逻辑分布：

$$(e_{ia} - e_{ib})/l_a \sim \text{logistic}(0,1) \quad (2)$$

其中， $l_a$  决定了居民在两个城市之间的流动性，即多少居民会因城市间  $v_c$  存在差异而在城市间流动。 $l_a$  越大，人口流动性越低，此时大多数居民不会因为城市 a 与 b 存在工资水平、公共品、居住成本水平差异就轻易地从城市 a 流入城市 b。

我们将城市 c 的住房供给函数设定为：

$$L_c = r_c^{1/k_c} \quad (3)$$

$L_c$  是城市 c 的住房供给数量， $r_c$  是城市 c 的居住成本， $\frac{1}{k_c}$  是城市 c 的住房供给弹性。由此，可将城市 c 的居住成本表示为：

$$r_c = L_c^{k_c} \quad (4)$$

从(4)式可见,随着住房供给数量的增加,居住成本将上升。其原因在于,由于土地面积是固定的,随着房屋供给数量的增加,房屋建造的边际成本上升,因而房价就会上升。 $k_c$ 越小,住房供给弹性就越大。 $k_c$ 取决于一个城市的地理条件和土地管制措施,一个城市可用于开发房地产的土地面积越大,住房供给弹性就越大。

市级政府负责提供公共品。市级政府的总财力来源于本地区的税收收入,另一部分来源于上级转移支付。市级政府的财政支出,一部分用于公共品提供 $P_c$ ,另一部分用于地方官员的行政管理消耗 $C_c$ 。地方官员关心辖区内居民的福利,但同时也关心个人的自身消费。行政管理费等消耗性支出增加,可以使地方政府官员获得较好的在职消费。我们将地方政府的效用函数设为如下形式:

$$V_c = m_c \ln(C_c) + \ln(U_{ic}) \quad (5)$$

其中, $V_c$ 为地方政府的效用, $m_c$ 反映政府关心自身效用的程度,其取值范围在0和正无穷之间。 $m_c$ 越小,表明地方政府越不重视行政管理消耗,越重视当地居民福利。

地方政府面临的预算约束为:

$$C_c + P_c = S_c + T \quad (6)$$

其中, $S_c$ 是上级政府予以城市c的转移支付, $T$ 是城市能留存的固定税收收入。在给定预算约束的情况下,地方政府官员选择公共品供给数量 $P_c$ ,以实现自身效用最大化。不失一般性的以城市a为例,结合公式(5)、(6)求解最大化问题,可以得到<sup>44</sup>:(1)  $\frac{\partial P_a}{\partial S_a} > 0$ ,地方政府获得的转移支付增加后,会提升公共品投入;(2)  $\frac{\partial L_a}{\partial S_a} > 0$ ,转移支付会吸引人口向本地区流动;(3)  $0 < \frac{\partial r_a}{\partial S_a} \leq 1$ ,转移支付提高了本地区居住成本,带来了资本化,但是转移支付的资本化率小于等于100%,即转移支付增加1元,居住成本的上升不高于1元。由此,我们得到如下命题:

**命题 1:** 转移支付会产生资本化效应,即地方政府获得转移支付后,当地房价上涨。转移支付的资本化率小于等于100%。

同时我们可以得到 $\frac{\partial^2 r_a}{\partial S_a \partial k_a} > 0$ 。这意味着,一个地区住房供给弹性越小,即 $k_a$ 越大,在转移支付增加后,住房需求的增加越会受到来自供给层面的限制,转移支付对房价的提升效应越大。由此,我们得到命题 2:

<sup>44</sup>由于篇幅所限,我们省去了具体证明过程。感兴趣的读者可以向作者索取。

**命题 2:** 住房供给弹性越小的城市, 转移支付的资本化效应就越强。

我们还可以得到  $\frac{\partial^2 r_a}{\partial S_a \partial l_a} < 0$ 。这意味着, 人口流动性越大的地区, 即  $l_a$  越小, 在转移支付增加后, 越能吸引人口流入, 转移支付对房价的提升效应也就越大。基于此, 我们得到命题 3:

**命题 3:** 人口流动性越大的城市, 转移支付的资本化效应就越强。

我们可以进一步得到,  $\frac{\partial^2 r_a}{\partial S_a \partial m_a} < 0$ , 即转移支付的资本化效应受到地方政府对当地居民福利重视程度的影响, 地方政府越重视当地居民福利, 即  $m_a$  越小, 用于公共品提供的支出就越多, 对人口吸引力的提升幅度就越大, 从而房价上涨幅度越大。由此, 我们得到命题 4:

**命题 4:** 转移支付增加对公共物品的影响具有不确定性, 不确定性来源于政府对居民福利的重视程度。地方政府对居民福利重视程度越高, 其将转移支付用于公共服务领域的规模就越大, 转移支付的资本化效应就越强。

## (二) 讨论生产性公共品

在上面模型中, 地方政府提供的公共品是民生性公共品, 包括教育、医疗、生态环境等。民生性公共品提高地区的宜居性, 从而吸引劳动力流入、带动房价上升。现实中, 地方政府除了提供民生性公共品外, 还提供基础设施、工业园区建设等生产性公共品, 这些公共品有助于吸引企业投资, 创造更多就业岗位, 从而吸引人口流入。下面我们将模型做一定修改, 从而反映出, 转移支付通过增加生产性公共品, 也会导致房价上升。我们假设地区生产函数为如下科布-道格拉斯形式:

$$F_c = A_c L_c^\alpha P_c^\beta \quad (7)$$

其中,  $F_c$  是城市  $c$  的产出,  $A_c$  是城市  $c$  的自身禀赋, 禀赋的差异会影响当地企业的生产率, 产出弹性  $\alpha$  和  $\beta$  满足:  $\alpha > 0$ ,  $\beta > 0$ ,  $\alpha + \beta < 1$ 。  $\alpha + \beta < 1$  表明劳动力和公共品对产出存在规模报酬递减, 这是因为产品生产过程中还需要土地、私人资本等投入。

城市  $c$  的工资水平等于劳动力的边际产出, 即

$$w_c = \frac{\partial F_c}{\partial L_c} = \alpha A_c L_c^{\alpha-1} P_c^\beta \quad (8)$$

由此可进一步得,

$$\frac{\partial w_c}{\partial P_c} = \alpha \beta A_c L_c^{\alpha-1} P_c^{\beta-1} > 0 \quad (9)$$

不失一般性的以  $a$  城市为例,

$$\frac{\partial r_a}{\partial P_a} = \alpha \beta A_c L_c^{\alpha-1} P_c^{\beta-1} \frac{L_b k_a r_a}{l_a + L_a k_b r_b + L_b k_a r_a} > 0 \quad (10)$$

即生产性公共品的增加会带来工资上涨及房价上涨。

城市政府的效用函数设定为

$$V'_c = m_c \ln(C_c) + \ln(U_{ic}) + \ln(F_c) \quad (11)$$

此时假设地方政府除了在乎行政管理消耗和居民福利之外，还在乎当地产出。求解上述最大化问题，可以得到与前文民生性公共品相同的结论，同样以城市 a 为例，可以得到  $\frac{\partial P_a}{\partial S_a} > 0$ ， $\frac{\partial L_a}{\partial S_a} > 0$  和  $\frac{\partial r_a}{\partial S_a} > 0$ 。进一步推导可以得到，将民生性公共品改为生产性公共品，命题 1 至命题 4 仍然成立。

### (三) 转移支付资本化导致居民福利分化

转移支付尽管通过公共品提升直接增加当地居民的福利，但是居住成本提升，也会对当地居民的福利产生间接影响。由于居民可以在 a 和 b 两个城市之间选择居住地，其福利函数可以表示为：

$$W \equiv \max\{U_{ia}, U_{ib}\} \quad (12)$$

以民生性公共品为例，a 城市转移支付增加，对 a 城市原有居民福利的影响可以表示为<sup>45</sup>：

$$\frac{\partial W_1}{\partial S_a} = \frac{\partial P_a}{\partial S_a} - \frac{\partial r_a}{\partial P_a} \frac{\partial P_a}{\partial S_a} = \underbrace{\frac{\left(\frac{\partial U_{ia}}{\partial P_a}\right)^2}{(m_a+1)\left(\frac{\partial U_{ia}}{\partial P_a}\right)^2 - m_a U_{ia} \frac{\partial^2 U_{ia}}{\partial P_a^2}}}_{\text{公共品增加带来的福利提升}} - \underbrace{\frac{L_b k_a r_a}{l_a + L_a k_b r_b + L_b k_a r_a} \frac{\left(\frac{\partial U_{ia}}{\partial P_a}\right)^2}{(m_a+1)\left(\frac{\partial U_{ia}}{\partial P_a}\right)^2 - m_a U_{ia} \frac{\partial^2 U_{ia}}{\partial P_a^2}}}_{\text{居住成本上升带来的福利损失}} > 0 \quad (13)$$

其中， $W_1$  为 a 城市原有居民的福利，由式 (13) 可知，虽然城市获得转移支付的增加会带来本地原有居民整体福利的增长 ( $\frac{\partial W_1}{\partial S_a} > 0$ )，但居民福利的变化可以分解为两项，第一项是直接由于公共品增加带来的福利提升，第二项是居住成本的增加间接造成的福利损失。如果忽略这部分损失，就会高估转移支付对居民福利的正向效果。

以上在讨论居民福利时，并未将居民房产价值变化纳入到居民福利函数当中。下面，我们将讨论，如果考虑居民房产价值的变化，则转移支付会对居民福利产生分化效应：拥有住房越多的居民，转移支付对其福利提升的正向效应越大。对于 a 城市拥有 n 套房产的居民，转移支付对其福利的影响可以表示为：

<sup>45</sup>从 b 城市流动到 a 城市的居民的福利变化与此有所不同，但同样包括两项：直接福利增加（因享受的公共品改善）和间接福利损失（因居住成本上升）两项。

$$\frac{\partial W_2}{\partial S_a} = \frac{\partial W_2}{\partial P_a} \frac{\partial P_a}{\partial S_a} = \left[ 1 + (n-1) \frac{\partial r_a}{\partial P_a} \right] \frac{\partial P_a}{\partial S_a} = \frac{\left( \frac{\partial U_{ia}}{\partial P_a} \right)^2}{(m_a+1) \left( \frac{\partial U_{ia}}{\partial P_a} \right)^2 - m_a U_{ia} \frac{\partial^2 U_{ia}}{\partial P_a^2}} + \frac{(n-1)L_b k_a r_a}{l_a + L_a k_b r_b + L_b k_a r_a} \frac{\left( \frac{\partial U_{ia}}{\partial P_a} \right)^2}{(m_a+1) \left( \frac{\partial U_{ia}}{\partial P_a} \right)^2 - m_a U_{ia} \frac{\partial^2 U_{ia}}{\partial P_a^2}} > 0 \quad (14)$$

公共品增加带来的福利提升  
n 套房产价值上升减去居住成本上升

其中,  $W_2$  为在 a 城市拥有房产的居民福利,  $n$  为居民拥有的房产数量,  $n \geq 1$ 。由式(14)可知  $\frac{\partial W_2}{\partial S_a} > 0$ , 即 a 城市获得转移支付的增加会带来居民福利的提升。与(13)式不同之处在于, 拥有房产的居民, 可以从  $n$  套房产价值上升中额外获利。对于 a 城市拥有一套房产的居民而言, 居住成本上升与其房产价值的升值恰好抵消, 因此转移支付对其福利的影响, 完全来自于公共品提升, 也就是仅有直接效应, 没有间接效应。对于 a 城拥有多套房产的居民而言, 尽管居住成本上升了, 但是可以从  $n$  套房产中获得的租金收益增加。由于有房产的居民可以享受房产价值的升值, 因此转移支付对其带来的福利提升幅度, 高于对无房者福利的提升幅度。而且, 初始房产越多的家庭 ( $n$  越大), 享受的福利提升幅度越大。由此我们得到如下命题:

**命题 5:** 转移支付对居民福利会产生分化效应, 扩大了初始无房居民和有房居民之间的福利差距。转移支付的资本化程度越高, 对居民福利分化的效应也就越大。

中国家庭金融调查(CHFS)2017年的数据显示, 城镇家庭中无自有住房的家庭占 9.6%, 只有一套房的家庭占比是 73.5%, 有一套房以上的家庭数量占比 16.9%<sup>46</sup>。根据上述福利分析的结果, 在评估转移支付对居民福利的影响时, 约有 9.6%的家庭因面临居住成本上升, 福利提升效应被高估, 而这部分家庭正是城市中相对弱勢的群体, 是以共同富裕为目标的转移支付最应该惠及的人群。

## 四、实证策略和数据

### (一) 计量模型的设定

本文使用地级市层面的面板数据, 基于双向固定效应模型实证检验上级转移支付对城市房价的影响, 具体实证模型设定如下:

$$\ln(\text{houseprice}_{it}) = \alpha + \beta \ln(\text{transfer}_{it}) + \lambda X_{it} + \delta(Z_i * \mu_t) + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

<sup>46</sup> 中国家庭金融调查(CHFS)是西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的抽样调查项目, 样本分布于 29 个省、367 个县(区、县级市)、1481 个社区, 覆盖 40011 户家庭。

其中 $\ln(\text{houseprice}_{it})$ 表示*i*市第*t*年的房价对数值， $\ln(\text{transfer}_{it})$ 表示*i*市第*t*年获得的人均转移支付对数值。 $\mu_t$ 表示年度固定效应，用来捕捉所有地区共同面临的年度宏观冲击。 $\gamma_i$ 表示城市固定效应，用来控制不随时间变化的城市固有特征；同时，由于有些城市固有特征，可能既影响了城市获得的转移支付数额，同时又对城市房价产生随时间变化的效应，因此我们还控制了城市随时间变化的当期特征 $X_{it}$ ，包括人均 GDP 对数、产业结构（用第三产业产值比第二产业产值表示）以及人均金融机构贷款余额。这些随时间变化的城市当期特征，可能本身既受转移支付的影响，同时又对城市房价产生影响，因而产生过度控制的问题，因此我们在初始回归当中不放入这些控制变量，在稳健性测试中再行放入。此外，我们在模型中进一步控制了城市初始特征（ $Z_i$ ）与年度固定效应（ $\mu_t$ ）的交互项，从而允许这些城市特征在各年度对因变量产生异质性影响。 $Z_i$ 包括 2001 年城市的人均 GDP 对数、人口密度、平均海拔、平均坡度、是否民族自治地方、人均粮食产量。除此之外， $\varepsilon_{it}$ 表示误差项，我们将标准误差聚类到市级层面。根据前文的理论分析（命题 1），我们预期 $\beta$ 的估计值为正。

进一步地，为了检验命题 2 至 4——转移支付对房价的影响在城市间具有异质性，我们在（15）式的基础上，加入转移支付与城市层面异质性指示变量的交互项，具体如下：

$$\ln(\text{houseprice}_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{transfer}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{transfer}_{it}) * M_i + \lambda X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中城市层面异质性指示变量 $M_i$ 包括以下三个：（1）地方政府对居民福利的重视程度，我们使用 2001 年城市人均财政供养人员数量以及 2001 年城市所在省份的市场化指数衡量，前者越低、后者越高，代表政府对居民福利重视程度较高。（2）各城市的土地供给弹性，使用城市可开发土地面积占总面积的比重来衡量。不可开发土地定义为坡度在 15 度以上或河流湖泊三级以上区域，用总面积减去不可开发土地面积即为可开发土地面积。（3）用城市到海岸线的距离以及 2001 年各市人口密度来衡量人口流动性，离海岸线越远的城市，地理位置较为偏远、远离我国人口稠密地带，因而人口流动性较低，而期初（2001 年）城市人口密度越低，意味着该地区的自然宜居性较差，对人口的吸引力较低，人口流动性也就较低。

## （二）数据

本文使用的数据主要包括 2001-2013 年地级市层面（含地区、自治州）的各类经济、社会、财政与地理数据。具体数据来源如下：

第一，地级市房价数据，来自历年的《中国区域经济统计年鉴》，用年鉴中各城市的商品房销售额除以商品房销售面积计算得到。由于该年鉴 2014 年后不再出版，因此我们的基准回归将数据期限截止到 2013 年。年鉴数据显示，样本期间我国城市房价呈逐年上涨的态

势。商品房平均销售价格从 2001 年的 2170 元/平方米上升到了 2013 年的 6237 元/平方米,涨幅超过 280%。同时,各城市之间的房价涨幅差异也非常明显。2001-2013 年间,房价上涨幅度最高的城市涨幅约为 14 倍(上海市),而涨幅最低的城市仅为 82.25%(鞍山市)。

除此之外,本文还使用 Fang et al. (2016) 计算得到的房价数据作为稳健性检验,这套数据使用享乐价格法(Kain & Quigley, 1970)以及重复销售法(Case & Shiller, 1989)计算得到 2003-2013 年我国 123 个地级市的房价指数,本文使用的是以 2009 年为基期的房价指数,即城市第  $t$  年房价相对于 2009 年房价的变动率。这套数据在一定程度上克服了统计年鉴房价数据的缺陷,剔除了由房屋特征差异而导致的房价差异。但由于其包含的地级市数量较少,因此我们并没有在基准回归中使用。

第二,地级市获得的上级转移支付数据,主要来自历年的《全国地市县财政统计资料》。由于《全国地市县财政统计资料》的数据只更新到 2009 年,因此对于 2010-2013 年的转移支付,我们用《中国区域经济统计年鉴》中的市级一般预算支出减一般预算收入进行近似代替。这样做的原因在于,2014 年以前我国预算法不允许地方政府产生赤字<sup>47</sup>,因此地方政府的一般预算支出,主要就是来自本级一般预算收入、上级转移支付和上年结余。由于年度结余数额通常较小,因而一般预算支出与收入之差,与转移支付数额高度接近。为了进一步验证上述做法的可行性,我们将 2009 年以前的实际转移支付数据,与当年一般预算支出收入之差进行了对比,发现偏差较小,平均约偏离 13%。同时,我们还针对此数据缺陷,进行了两项稳健性检验:第一,我们将样本区间限定在 2001-2009 年,回归结果与基准回归结果相差不大。第二,WIND 数据库通过整理各地决算公开的数据,给出了 2010-2013 年部分城市获得的转移支付数据,同时,我们在国家图书馆查找了 2010-2013 年各个省份的财政年鉴,对转移支付数据做了尽可能的补充。

第三,地级市其他经济社会指标,人口、GDP、产业结构、金融机构贷款余额、粮食产量、人口密度、就业人员数以及财政支出结构等数据来自历年的《中国区域经济统计年鉴》。财政供养人员数量以及基本建设支出来自《全国地市县财政统计资料》。

第四,地级市的地理特征:海拔、坡度、河流湖泊面积来源于中国科学院资源环境数据云平台。我们根据地级市经纬度计算了地级市与最近海岸线的距离。

第五,市场化程度,使用地级市所在省份的 2001 年市场化指数度量。数据来自樊纲等(2003)编制的《中国市场化指数报告》。

<sup>47</sup> 2014 年以前,尽管存在财政部代发代还和地方自发、财政部代还的地方政府债券,但是不计入地方政府赤字,而且金额一般较小。

为了消除价格因素的影响,我们使用 GDP 平减指数将各项价格可变指标调整为以 2001 年价格计价的水平。为了剔除极端值的干扰,我们将主要变量最高和最低的 1%样本进行了缩尾处理。由于西藏自治区的样本缺失较为严重,数据不含西藏自治区所辖地级市。同时,由于行政级别和财政体制的特殊性,我们的样本中还删去了四个直辖市(北京、上海、天津、重庆)和五个国家计划单列市(大连、青岛、宁波、深圳、厦门)。文章基准回归使用的样本包括 296 个市共计 13 年的数据。

## 五、 实证结果

### (一) 基准结果

本文的双向固定效应回归基准结果见表 1 的 (1) - (3) 列。其中,第 (1) 列汇报了仅控制城市和年份固定效应、不加其它控制变量的结果,第 (2) 列进一步控制了城市初始特征与年份虚拟变量交互项,以剔除不同特征的城市在随后各个年份所受到的差异性冲击,第 (3) 列在前两列的基础上进一步加入了城市当期的人均 GDP 对数、产业结构、人均金融机构贷款余额作为控制变量。结果表明,转移支付对房价有显著的正向影响。而且,无论控制变量添加与否,转移支付的估计系数都较为稳定。以第 3 列系数为例,其代表的经济含义是,城市获得人均上级转移支付增加 10%,房价将上升 0.40%。

表 1 转移支付对房价的影响

	基准回归结果			稳健性检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	基准样本			样本区间限定为 2001-2009 年	利用 Wind 数据库以及各省财政年鉴补充转移支付数据	更换房价指标
	被解释变量: Log(房价)					被解释变量: 房价指数
Log(人均转移支付)	0.0384*** (0.0108)	0.0391*** (0.0107)	0.0399*** (0.0108)	0.0437*** (0.0123)	0.0541*** (0.0122)	0.0240* (0.0136)

人均金融机构贷款 余额			0.00699 (0.00562)	0.0154* (0.00871)	0.0159*** (0.00605)	0.0136 (0.0105)
产业结构			-0.0549** (0.0274)	-0.0583 (0.0366)	-0.0460 (0.0290)	-0.0543 (0.0602)
Log(人均GDP)			0.0520 (0.0439)	0.0114 (0.0502)	0.0555 (0.0454)	0.0534 (0.0705)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市初始特征*年 份固定效应	无	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3722	3722	3694	2837	3227	1065
Adj_R2	0.811	0.823	0.822	0.782	0.837	0.889

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示回归系数在 1%、5% 和 10%水平显著；括号内为聚类到市的稳健标准误。城市初始特征包括 2001 年城市的人均 GDP 对数、人口密度、平均海拔、平均坡度、是否民族自治地方、人均粮食产量。

## (二) 稳健性分析

1.改变样本区间。上文提到,《全国地市县财政统计资料》的数据只更新到 2009 年,因此 2010-2013 年的转移支付数据,我们用市级一般预算支出减一般预算收入进行近似代替。虽然上文通过数据比较,表明这一近似替代的偏差较小,但是为了检验结果的稳健性,表 1 的第(4)列汇报了将样本时间区间限定为 2001-2009 年的结果。结果显示,估计系数与基准回归结果相差不大。

2.更换转移支付数据来源。WIND 数据库通过整理各地决算公开的数据,给出了 2010-2013 年部分城市获得的转移支付数据,同时我们在国家图书馆查找了 2010-2013 年各个省份的财政年鉴,对转移支付数据做了尽可能的补充。我们将基准回归中 2010-2013 年的转移支付数据替换为补充的转移支付数据,2001-2009 年转移支付仍然利用《全国地市县财政统计资料》的数据。结果汇报于表 1 的第(5)列,得到的结果与基准回归结果相似。

3.更换房价指标。表 1 的第(6)列汇报了使用 Fang et al. (2016) 计算得到的房价指数作为被解释变量的结果。结果显示,转移支付对房价有显著的提升作用。使用 Fang et al. (2016) 得到的估计系数略小于表 1 (1) - (3) 列中使用统计年鉴房价数据得到的基准结果。当然,两套数据覆盖的样本范围有所不同,Fang et al. (2016) 所覆盖的 123 个城市,在全国 300 多

个城市当中，属于规模较大的城市，因而此处得到的估计系数与表 1（1）-（3）列的结果并不直接可比。

### （三）使用工具变量解决内生性问题

估计转移支付对房价的影响，还面临转移支付的内生性问题。通常低房价的地区其经济发展水平亦不高，上级政府可能对房价较低的城市给予更多的转移支付，由此导致估计的偏差。我们用初始年份每个城市在省内发展水平排名与省内各市获得的上级转移支付总额的交互项，作为城市转移支付的工具变量。初始年份每个城市在省内发展水平排名，是指 2001 年每个城市在本省各市当中的人均 GDP 排名。其背后的逻辑是，省内各市获得的转移支付总额对某个具体的城市来说是一种外生的宏观冲击，上级在分配转移支付时偏向经济欠发达地区的政策导向，可以被看作是这种宏观冲击的微观传导渠道。当一个省的转移支付总额扩大时，省内欠发达城市获得的转移支付规模扩大更为明显。这种构造工具变量的方式借鉴了 Nakamura & Steinsson（2014）等的思路，是一种 Bartik 工具变量。该工具变量很大程度上满足外生性的条件。我们使用初始年份（2001 年）的城市经济发展水平排名，而不是当年排名，初始排名不受样本区间内当期转移支付的影响。初始经济发展水平排名即使对当前房价有直接影响，作为城市固有因素，也已经被城市固定效应所吸收。同时，初始经济发展水平排名即使对当前房价产生随时间而变的效应，也已经被实证方程中已放入的城市人均 GDP 对数与年份虚拟变量的交互项（ $Z_i * \mu_t$  项）所控制。

具体而言，使用工具变量的一阶段回归模型如下：

$$\ln(\text{transfer}_{it}) = \alpha + \theta \ln(\text{tottrans}_{ipt} \times \text{rank}_i) + \lambda X_{it} + \delta(Z_i * \mu_t) + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中， $\text{tottrans}_{ipt}$  表示在第  $t$  年  $i$  市所在的  $p$  省内各市获得的上级转移支付总和， $\text{rank}_i$  表示 2001 年城市  $i$  在本省各市当中的人均 GDP 排名。其他控制变量与公式（15）一致。如果一阶段成立，系数  $\theta$  将为正，上级转移支付总额扩大时，一个城市的初始发展水平排名越靠后，该城市获得的转移支付金额增幅就越大。

表 2 汇报了使用工具变量的回归结果。第（1）列和第（2）列汇报了二阶段结果，第（3）列和第（4）列汇报了一阶段结果。一阶段估计结果显示，工具变量与转移支付有显著的正相关关系，F 统计量达到了 500 以上，说明不存在弱工具变量问题。二阶段估计结果显示，转移支付对房价有显著的正向影响。以第（2）列系数为例，其代表的经济含义是，城市获得人均上级转移支付增加 10%，城市房价会上升 0.99%。这一系数大约是 OLS 估计系数的 2-3 倍。这表明，OLS 回归由于未处理内生性的问题，低估了转移支付的资本化效应。

表 2 工具变量法的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	二阶段回归		一阶段回归	
	被解释变量: Log(房价)		被解释变量: Log(人均转移支付)	
Log(省内各市总转移支付*城市初始发展水平排名)			0.885*** (0.0369)	0.875*** (0.0377)
Log(人均转移支付)	0.0957*** (0.0260)	0.0989*** (0.0265)		
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市初始特征*年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市随时间可变控制变量	不控制	控制	不控制	控制
观测值	3722	3694	3722	3694
KP-F值	575.469	538.522		
Adj_R2			0.953	0.953

注: \*\*\*, \*\*和\*分别表示回归系数在 1%、5% 和 10%水平显著; 括号内为聚类到市的稳健标准误。城市初始特征包括 2001 年城市的人均 GDP 对数、人口密度、平均海拔、平均坡度、是否民族自治地方、人均粮食产量。城市随时间可变控制变量包括人均金融机构贷款余额、产业结构和 Log(人均 GDP)。

#### (四) 转移支付资本化率的测算

上文的实证结果表明, 转移支付对当地房价有显著的正向影响, 即转移支付存在资本化效应。我们进一步计算了转移支付的资本化率, 明确转移支付资金在多大程度上转化到了房价上升中。由上文估计出的转移支付对房价的提升作用(估计系数 $\beta$ ), 可以使用如下公式计算转移支付的资本化率:

$$\text{capitalization rate} = \frac{\beta\% \times \text{average housing price} \times \text{average per capita living space}}{(\text{average per capita transfer} \times 1\%) / r} \quad (18)$$

其中 average per capita transfer 为各城市获得人均转移支付的平均值, average housing price 是各城市房价的均值, average per capita living space 是各城市人均居住面积的平均值。r 为折现率, 我们分别计算折现率为 0.03、0.04、0.05 下的资本化率。 $\beta$  为表 2 所估计出的转移支付的系数。由于表 2 的回归中, 转移支付和房价均取了对数, 因此意味着转移支付增长 1%, 房价增长 $\beta\%$ 。(18) 式中 average per capita transfer $\times$  1% 是将人均转移支付增长 1% 换算

为人均转移支付金额增加多少元, 将其除以贴现率 $r$ 得到未来各期人均转移支付增长金额累计折现值。分母 $\beta\% \times average\ housing\ price \times average\ per\ capita\ housing\ area$ 是转移支付增加所带动的人均房产价值的增加金额。实证分析使用的样本中, 商品房平均销售价格的均值为 1876.5 元/平米, 人均转移支付的均值为 947.9 元/人。人均住房面积的均值为 31.8 平米/人, 数据取自 CEIC 数据库。

表 3 汇报了使用不同折现率计算的转移支付资本化率。第 (1) 列使用的是表 2 第 1 列中不加控制变量估计出的 $\beta$ , 第 (2) 列使用的是表 2 第 2 列加入控制变量后估计出的系数 $\beta$ 。在不同的折现率下, 资本化率都未超过 1, 在 0.3 左右, 这一结果与前文理论分析得到的结论相符。Hilber et al. (2011) 和 Allers & Vermeulen (2016) 分别计算了英国和荷兰转移支付的资本化率, 结果显示资本化率均达到 1。中国的转移支付资本化率远小于 1, 根据前文的理论分析, 可能有如下原因: 第一, 我国的户籍制度对人口流动产生了限制, 导致劳动力不能依照自身福利完全自由选择居住地。第二, 地方政府并未将转移支付全部用于供给公共品, 而是部分用于了行政管理消耗。第三, 样本区间内我国处于快速城镇化进程当中, 土地和住房供给仍然具有一定的弹性。

表 3 转移支付的资本化率

	(1)	(2)
系数	0.096	0.099
$r=0.03$	0.181	0.187
$r=0.04$	0.242	0.249
$r=0.05$	0.302	0.312

## 六、 异质性分析

### (一) 土地供给约束

根据命题 2, 转移支付对城市房价的推动作用大小, 会因城市土地供给弹性大小而异。如果一个地区的可开发土地有限, 住房供应缺乏弹性, 该地区转移支付的资本化效应会更强。我们使用可开发土地面积占城市总土地面积的比重来衡量城市的土地供给弹性。可开发土地占比越大, 该地区住房供给弹性越大。表 4 第 (1) 列的估计结果显示, 转移支付与土地供给弹性的交互项系数显著为负。这表明, 城市的住房供给弹性越小, 转移支付对房价的正向影响越大。这验证了命题 2 的理论推断, 转移支付增加了当地公共品, 从而对人口产生吸引

力，当地居民对住房的需求上升，如果住房供给受限，那么房价上升幅度就会较高。

## （二）人口流动性

根据命题 3，转移支付对城市房价的推动作用，还会因人口跨地区流动性的高低而异。转移支付带来房价上涨，是因公共品增加或就业机会增加从而吸引人口流入。我们使用两个指标度量区域人口流动性的差异：首先，地理位置是影响城市对人口吸引力的重要因素。由于地形、历史、气候和经济发展水平的关系，中国人口更多分布在沿海地区。因而越靠近内陆的城市，其对人口吸引力越低。即使这些地区转移支付增加、公共品提供水平提升，由于人口流入意愿较低，转移支付资本化的效应也就越低。因此，我们使用城市到离其最近海岸线的距离来刻画当地的人口流动强度，距离海岸线越远，人口流动性越低。第二，我们还使用期初（2001 年）城市人口密度作为人口流动性的衡量指标，城市初始的人口密度越低，意味着该地区的自然宜居性较差，对人口的吸引力较低，人口流动性也就较低。

我们将上述变量与转移支付的交互项加入模型（15）中，结果报告于表 4 第（2）、（3）列。结果显示，转移支付与城市到海岸线距离的交互项系数显著为负，与期初人口密度的交互项系数显著为正。这验证了命题 3 的理论推断，人口流动性越强，转移支付的资本化效应越高。

## （三）地方政府对居民福利的重视程度

根据命题 4 的结论，转移支付增加对公共物品的影响具有不确定性，这种不确定性取决于地方政府对居民福利的重视程度。一个地区获得的转移支付增加，地方政府增加的财力，可能用于官员自身的消耗性支出，也可能用于公共品的支出，两者的相对比例取决于地方官员对居民福利的重视程度。如果地方政府越重视居民福利，而不是扩张行政管理支出、提升官员自身消费，那么转移支付资金将在更大比例上转化为当地公共品的提升，从而更能吸引人口流入，带动房价上涨。

为了对命题 4 进行实证检验，我们使用两个指标度量地方政府对居民福利的重视程度：第一个指标是 2001 年各市人均财政供养人口，该指标越高，地方政府越重视扩张行政管理经费，对居民福利重视程度越低；周黎安和陶婧（2009）用该指标衡量地方政府规模，发现其与地方政府官员腐败之间存在正向关联。第二是 2001 年各市所在省份的市场化指数，随着市场化进程的推进，地方政府对市场主体的利益更为重视，因而该指数越高，表明地方政府对居民福利越重视。表 4 第（4）、（5）列汇报了加入两个交互项的工具变量估计结果，人均转移支付与人均财政供养人口交互项的系数显著为负，与市场化指数交互项的系数显著为正，验证了命题 4 的理论推断：地方政府如果越重视居民福利、而不是行政消耗，转移支付

对房价的正向效应就较大。

表 4 异质性分析 (2SLS)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	被解释变量: Log(房价)				
Log(人均转移支付)*可 开发土地面积占比	-0.0560** (0.0274)				
Log(人均转移支 付)*log(与海岸线距离)		-0.0120*** (0.00414)			
Log(人均转移支付)*人 口密度			0.0598*** (0.0171)		
Log(人均转移支 付)*log(人均财政供养 人口)				-0.112*** (0.0229)	
Log(人均转移支付)*市 场化指数					0.0269*** (0.00354)
Log(人均转移支付)	0.106*** (0.0327)	0.164*** (0.0388)	0.0433 (0.0280)	0.702*** (0.132)	0.0097 (0.0273)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市随时间可变控制变 量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3694	3694	3694	3694	3694

注: \*\*、\*和\*分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 水平显著; 括号内为聚类到市的稳健标准误。  
城市随时间可变控制变量包括人均金融机构贷款余额、产业结构和 Log(人均 GDP)。

## 七、 机制分析

转移支付会导致房价的提高, 很大的原因在于政府获得转移支付后, 会增加公共支出, 从而提高当地居民的生活质量或增加就业岗位, 进而吸引人口流入或减缓人口流出, 住房需求上升, 在土地供给的限制下, 造成房价的上涨。为了检验转移支付对房价的这种影响机制, 本文首先检验了转移支付对人口流入的影响。使用常住人口口径, 更能反映人口流入情况。

但由于年鉴中仅能获取历年的城市户籍人口,因此我们仅能用户籍人口作为城市人口的衡量指标。表 5 第(1)列汇报的结果显示,转移支付促进了城市户籍人口的提升。对于人口净流入地而言,通常常住人口口径大于户籍人口口径,因此我们认为表 5 第(1)列估计的是转移支付对人口流入影响的下限。进一步地,我们检验了转移支付对当地就业机会增长的影响。表 5 第(2)列显示,转移支付对城镇单位就业人数具有显著正向影响。

转移支付吸引人口流入(或减缓人口流出),部分也是因为转移支付转化成为当地的公共服务。有关公共服务会提升房价已经得到广泛的研究。根据 Tiebout(1956)的“公共支出理论”和 Oates(1969)对税收和公共服务资本化到房价中的研究,公共服务通过不同地区间居民“用脚投票”的方式资本化于房地产市场,进而支撑了高房价(梁若冰和汤韵,2008)。

首先,民生性公共品的增加,直接提高了当地对人口的吸引力。为此,我们检验了转移支付对当地民生性公共支出的影响,表 5(3)-(6)列汇报了使用一般公共预算支出、教育支出以及医疗卫生支出进行回归分析的结果,均显著为正。由于 2007 年进行了政府收支分类科目的改革,为了前后口径的统一,在检验转移支付与政府民生性公共支出部分我们使用的样本时间区间为 2007 年-2013 年。从中可见,转移支付增加了一般公共预算支出,其中教育、医疗支出均有所增长。接着我们检验了转移支付对当地生产性公共支出的影响,由于财政基本建设支出科目仅能获取 2006 年及之前年份的数据,因此在检验转移支付与生产性公共支出部分我们使用的样本时间区间为 2001 年-2006 年。表 5 第(6)列的结果显示,转移支付会带动城市政府基本建设支出的增加。

表 5 机制检验:转移支付对城市人口、就业及公共支出的影响(2SLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	Log(城市人口)	Log(城镇单位就业人数)	Log(一般公共预算支出)	Log(教育支出)	Log(医疗卫生支出)	Log(基本建设支出)
Log(人均转移支付)	0.0384*** (0.0112)	0.0862** (0.0398)	0.235*** (0.0327)	0.136*** (0.0373)	0.173*** (0.0490)	0.376** (0.187)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市随时间可 控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

观测值	3694	3363	1997	1997	1997	1513
-----	------	------	------	------	------	------

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 水平显著；括号内为聚类到市的稳健标准误。城市随时间可控制变量包括人均金融机构贷款余额、产业结构和 Log(人均 GDP)。

## 八、 结论与政策启示

本文的理论和实证分析表明，转移支付提升了地区房价，产生了资本化效应。住房供给弹性越小、人口流动性越高的地区，转移支付的资本化率越高。转移支付产生资本化效应的机制在于，转移支付提升地方公共品水平，从而带来人口流入、增加住房需求，在有限的土地供给约束下，房价就会上涨。

转移支付产生资本化效应，意味着转移支付不仅通过公共品提升直接影响居民福利，还会通过资本化效应间接影响居民福利。具体来说，对于当地初始无房的居民，房租和房价上涨会造成生活成本上升，间接福利效应为负；对于初始拥有一套住房的居民，房产价值的上升与生活成本的上升相抵消，间接福利效应为零；对初始拥有多套房的家庭，房产增值超过生活成本的上升，间接福利效应为正。这意味着，转移支付产生了福利分化效应，初始持有房产越多的居民，受惠于转移支付的幅度越大。因此，如果转移支付的资本化率越高，居民间的福利差距就会进一步被拉大。

习近平总书记在党的二十大报告中指出，中国式现代化是实现全体人民共同富裕的现代化，要坚持以人民为中心的发展思想。转移支付的资本化和福利分化效应导致财政资金未惠及低收入人群，不利于共同富裕目标的实现。因此从促进共同富裕、真正惠及低收入人群的目标上，在利用转移支付改善落后地区公共服务的同时，应该采取措施，防止转移支付过度资本化。具体而言，本文有以下政策建议：

第一，对于转移支付重点投向的地区，要加大住宅用地供应，让土地供应的增加匹配人口流入的增加，削弱转移支付的资本化效应。根据本文的理论与实证研究，土地供给或住房供给的弹性越小，转移支付的资本化程度越高。长期以来，地方政府在城镇建设用地供应结构上，偏向用低价供应大量工业用地，但在住宅用地供应上存在惜售、抬价的现象。要建立住房、土地与人口流动的联动机制，切实提高人口流入地区的住宅用地供应。值得注意的是，本文研究结论不仅适用于中央对各地区的转移支付，也适用于省对市、市对区县的转移支付。以大城市为例，市级政府对财力薄弱的郊区县加大转移支付力度，促进郊区县与中心城区公共服务均等化的同时，应该同步加大郊区县的住宅用地供应，让郊区县的土地供应与人口流入相匹配，最大限度地削弱转移支付的资本化效应。

第二,在加大以地区为目标对象的政府间转移支付的同时,应该进一步完善直接以人为目标对象的对居民转移支付,加大对欠发达地区低收入人群的精准帮扶。以地区为目标对象的政府间转移支付以实现各地区公共服务的均等化为宗旨,用于提供教育、医疗、基础设施等地区居民普遍可享受的公共服务,这些公共服务提高了地区吸引力,带来人口流入,但也提高了当地房价水平。而以人为目标对象的对居民转移支付,主要用于完善社会保障制度,保障困难群众的基本生活。对居民转移支付,不会因提升地区吸引力而产生资本化效应,而且能够精准帮扶,更好地实现社会保障托底的作用。我国已经建立了全世界最大的社会保障体系,未来应该进一步织密社会保障安全网。以城乡低保对象、特殊困难人员、低收入家庭为重点,健全常态化帮扶机制,提高社会救助力度和精准性。应该将更多的社会保障事权和支出责任提升到中央或省层面,以更好地促进社会保障待遇的公平性,确保以居民为目标对象的转移支付精准直达到居民个人。实现养老保险的全国统筹,推进医疗保险、失业保险实现省级统筹,也是其中应有的重要举措。

第三,对于转移支付重点投向的地区,应该同步大力推进保障性住房建设,着力解决困难群体和新市民住房问题,在住有所居上持续用力,让低收入家庭免受转移支付资本化效应的不利影响。同时,应该注重对房地产市场实施科学、精准调控,坚持“房子是用来住的、不是用来炒的”这一定位,加快构建多主体供给、多渠道保障、租购并举的住房制度。夯实城市政府主体责任,充分利用信贷、税收等调节工具,遏制投资投机性需求。加强房地产金融调控,严格控制资金违规流入房地产市场。

#### 参考文献:

1. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏, 2003:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
2. 付文林、沈坤荣, 2012:《均等化转移支付与地方财政支出结构》,《经济研究》第 5 期。
3. 范子英, 2011:《中国的财政转移支付制度:目标、效果及遗留问题》,《南方经济》第 6 期。
4. 范子英, 2020:《财政转移支付与人力资本的代际流动性》,《中国社会科学》第 9 期。
5. 范子英、张军, 2010:《中国如何在平衡中牺牲了效率:转移支付的视角》,《世界经济》第 11 期。
6. 郭庆旺、贾俊雪, 2008:《中央财政转移支付与地方公共服务提供》,《世界经济》第 9

- 期。
7. 胡祖铨、黄夏岚、刘怡, 2013:《中央对地方转移支付与地方征税努力》,《经济学(季刊)》第4期。
  8. 贾晓俊、岳希明, 2012:《我国均衡性转移支付资金分配机制研究》,《经济研究》第1期。
  9. 梁若冰、汤韵, 2008:《地方公共品供给中的 Tiebout 模型:基于中国城市房价的经验研究》,《世界经济》第10期。
  10. 李永友, 2015:《转移支付与地方政府间财政竞争》,《中国社会科学》第10期。
  11. 李永友、张子楠, 2017:《转移支付提高了政府社会性公共品供给激励吗?》,《经济研究》第1期。
  12. 马光荣、郭庆旺、刘畅, 2016:《财政转移支付结构与地区经济增长》,《中国社会科学》第9期。
  13. 毛捷、汪德华、白重恩, 2012:《扶贫与地方政府公共支出》,《经济学(季刊)》第4期。
  14. 马拴友、于红霞, 2003:《转移支付与地区经济收敛》,《经济研究》第3期。
  15. 乔宝云、范剑勇、彭骥鸣, 2006:《政府间转移支付与地方财政努力》,《管理世界》第3期。
  16. 袁飞、陶然、徐志刚、刘明兴, 2008:《财政集权过程中的转移支付和财政供养人口规模膨胀》,《经济研究》第5期。
  17. 尹恒、康琳琳、王丽娟, 2007:《政府间转移支付的财力均等化效应——基于中国县级数据的研究》,《管理世界》第1期。
  18. 尹恒、朱虹, 2009:《中国县级地区财力缺口与转移支付的均等性》,《管理世界》第4期。
  19. 尹恒、朱虹, 2011:《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》第1期。
  20. 尹振东、汤玉刚, 2016:《专项转移支付与地方财政支出行为——以农村义务教育补助为例》,《经济研究》第4期。
  21. 周黎安、陶婧, 2009:《政府规模、市场化与地区腐败问题研究》,《经济研究》第1期。
  22. Allers, M. A., and W. Vermeulen, 2016, “Capitalization of Equalizing Grants and the Flypaper Effect”, *Regional Science and Urban Economics*, 58(5), 115—129.
  23. Bradbury, K.L., C.J. Mayer, and K.E. Case, 2001, “Property Tax Limits, Local Fiscal Behavior, and Property Values: Evidence from Massachusetts under Proposition”, *Journal of Public Economics*, 80(2), 287—311.

24. Case, K.E., and R.J. Shiller, 1989, “The Efficiency of the Market for Single Family Homes”, *American Economic Review*, 79(1), 125—37.
25. Fang, H., Q. Gu, W. Xiong, and L.A. Zhou, 2016, “Demystifying the Chinese Housing Boom”, *NBER macroeconomics annual*, 30(1), 105—166.
26. Hilber, C.A.L., T. Lyytikäinen, and W. Vermeulen, 2011, “Capitalization of Central Government Grants into Local House Prices: Panel Data Evidence from England”, *Regional Science & Urban Economics*, 41(4), 394—406.
27. Hilber, C.A.L. and C. Mayer, 2009, “Why Do Households without Children Support Local Public Schools? Linking House Price Capitalization to School Spending”, *Journal of Urban Economics*, 65(1), 74—90.
28. Kain, J.F., and J.M. Quigley, 1970, “Measuring the Value of Housing Quality”, *Journal of the American Statistical Association*, 65(330), 532—48.
29. Kline, P., and E. Moretti, 2014, “People, Places and Public Policy: Some Simple Welfare Economics of Local Economic Development Programs”, *Annual Review of Economics*, 6(1), 629—662.
30. Nakamura, E. and J. Steinsson, 2014, “Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from US Regions”, *American Economic Review*, 104(3), 753—792.
31. Oates, Wallace E., 1969, “The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis”, *Journal of Political Economy*, 77(6), 957—971.
32. Palmon, O. and B.A. Smith, 1998, “New Evidence on Property Tax Capitalization”, *Journal of Political Economy*, 106(5), 1099—1111.
33. Ross, S. and J. Yinger, 1999, “Sorting and Voting: A Review of the Literature on Urban Public Finance”, *Handbook of Regional & Urban Economics*, 3, 2001—2060.
34. Tiebout, Charles M., 1956, “A Pure Theory of Local Expenditures”, *Journal of Political Economy*, 64(5), 416—424.

# Capitalization of Fiscal Transfers and Its Impact on Welfare Divergence

MA Guangrong<sup>a,b</sup> and MENG Yuanyi<sup>a</sup>

(a: School of Finance , Renmin University of China;

b: China Financial Policy Research Center, Renmin University of China)

**Summary:** One major objective of intergovernmental fiscal transfers is to narrow the horizontal fiscal gap and then equalize the level of public services among each region. Since the 1994 tax-sharing reform, the central government has centralized fiscal revenues, while expenditure assignments have not been centralized accordingly. The main responsibility for providing public goods and services remains concentrated within sub-national governments. Therefore, the scale of fiscal transfers from the central government to localities has been expanding, and at the same time, the distribution is increasingly tilted toward the less developed regions in central and western China.

Fiscal transfers increase the provision of public goods in less developed regions, directly enhancing the overall welfare of local residents and narrowing the gap in public services with developed regions. However, from the perspective of promoting common prosperity, fiscal transfers should most benefit the poor in less developed regions, and also narrow the income and wealth gap within less developed regions. This paper proposes that fiscal transfers, through the capitalization effect, have an indirect divergence effect on the welfare of local residents, which makes it difficult for fiscal transfers to benefit poor people in less developed regions and is not conducive to narrow the income and wealth gap of local residents.

This paper first constructs a theoretical model to clarify the capitalization effect and welfare divergence effect of fiscal transfers. Whether fiscal transfers are used to increase livelihood or productive public goods, they will enhance urban attractiveness, promote population inflow or slow down population outflow, and thus increase local housing demand. Because of land and housing supply constraints, fiscal transfers will lead to higher local real estate prices and higher rent prices. This process implies that transfers are eventually capitalized into rents and house prices, which then has a divergence effect on the welfare of different residents: residents who initially hold more

property benefit more from the fiscal transfers due to higher house prices. Households without a house experience a reduction in benefits due to higher housing costs. The degree of capitalization of fiscal transfers depends on the elasticity of local housing supply and the mobility of the population.

Then, this paper empirically tests the capitalization effect of fiscal transfers using municipal-level data in China. The empirical results find that fiscal transfers significantly raise urban house prices. We obtain that the capitalization rate of fiscal transfers is around 0.3, implying that 30% of the fiscal transfers are capitalized into the house price. Also, consistent with the inference of the theoretical model, the less elastic the housing supply and the more mobile the population, the larger the capitalization effect of fiscal transfers and, furthermore, the greater the divergent effect on residents' welfare. The empirical part also tests the mechanisms of the capitalization effect. We find that fiscal transfers can raise the level of local public goods and thus bring about population inflow and increase housing demand. The data used in the empirical part are mainly obtained from various statistical yearbooks, fiscal information, and other data disclosure platforms.

The divergent effect of fiscal transfers on the welfare of the population leads to the fact that fiscal transfers are not conducive to reduce income and property gaps. Therefore, the following measures should be taken to prevent excessive capitalization of fiscal transfers: First, increase the supply of residential land which matches the increase in population inflow and weakens the capitalization effect of fiscal transfers. Second, increase regulation of the real estate market, curb the demand for speculative property acquisition, and increase the construction of subsidized housing, so that low-income households are protected from the negative effects of the capitalization of fiscal transfers. Third, in addition to intergovernmental transfers targeting regions, it is also necessary to establish fiscal transfers to residents targeting people directly, and to increase the precise assistance to the poor in less developed regions.

This paper contributes to the literature in three dimensions: (1) we construct a theoretical model to argue the mechanism of the action of transfer capitalization; (2) we further elaborate the divergent effects of capitalization on residents' welfare and discuss its adverse impact on promoting common prosperity; (3) we obtain theoretically and empirically that the degree of transfer capitalization depends on local housing supply elasticity and population mobility.

**Keywords:** Fiscal Transfers; Cost of Living; Capitalization; Welfare Divergence

**JEL Classification:** H41, H71, H77